Documents de recherche

Études analytiques

Effets incitatifs associés à l'aide sociale : approche de discontinuité de la régression

par Thomas Lemieux et Kevin Milligan

N° 280

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

Études analytiques
Série de documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires, critiques et suggestions. La liste des titres figure à la fin du document.

Les documents de la série sont distribués aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ils peuvent être téléchargés du site Internet *www.statcan.ca.*

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^{e} étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-1804
(613) 951-1667

2007-01143/

Effets incitatifs associés à l'aide sociale : approche de discontinuité de la régression

par

Thomas Lemieux* et Kevin Milligan**

11F0019 No. 280
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-71791-0

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa, K1A 0T6
*UBC, Département d'économie
** UBC, Département d'économie
Télécopieur : (613) 951-5403

Juin 2006

Le financement du présent projet a été assuré grâce à une bourse postdoctorale de Statistique Canada. Nous remercions l'UC Berkeley (Lemieux) et le NBER (Milligan) d'avoir accueilli les auteurs pendant la rédaction du présent document. Nous remercions Miles Corak et Garnett Picot d'avoir facilité l'accès aux données. Mike Haan a fourni une aide utile à l'égard des fichiers de données du recensement. Enfin, nous voulons remercier David Card, Jane Friesen, Guido Imbens, deux lecteurs anonymes et des participants de séminaires à Berkeley, au MIT et à McGill, pour leurs commentaires utiles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2006

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English upon request (Catalogue no. 11F0019MIE).

Note de reconnaissance
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

1. Introduction 4

2. Aide sociale au Québec et au Canada 5

   2.1 Prestations au Québec 6

3. Données et statistiques descriptives 7

   3.1 Fichiers principaux du recensement 8

   3.2 Enquête sur la population active (EPA) 9

4. Approche empirique 10

5. Estimations de discontinuité de la régression 15

6. Vérifications de la robustesse et prolongements 17

   6.1 Réduction de la fenêtre 17

   6.2 Tests de falsification 18

   6.3 Vérification de l'absence d'effets de « manipulation » 18

   6.4 Élargissement du groupe cible 19

   6.5 Autres variables de résultat 20

7. Comparaison des résultats de la discontinuité de la régression et de la différence des différences 22

   7.1 Résultats selon le recensement 22

8. Conclusions 24

Bibliographie 36

Résumé

Avant 1989, les bénéficiaires sans enfants de l'aide sociale au Québec qui étaient âgés de moins de 30 ans touchaient des prestations beaucoup moins élevées que les bénéficiaires âgés de plus de 30 ans. Nous utilisons cette discontinuité précise dans la politique pour estimer les effets de l'aide sociale sur divers résultats sur le marché du travail, à partir d'une approche de discontinuité de la régression. Nous disposons de preuves convaincantes que des prestations d'aide sociale plus généreuses ont pour effet de réduire l'emploi. Les estimations réagissent peu au degré de souplesse de la spécification et se comportent très bien lorsque nous contrôlons l'hétérogénéité non observée à partir d'une spécification de différence première. Enfin, nous montrons que les estimateurs de la différence des différences couramment utilisés peuvent produire des résultats médiocres lorsqu'ils sont utilisés avec des groupes témoins mal choisis.

Mots-clés : aide sociale, emploi, résultats sur le marché du travail.

1. *Introduction*

On fait souvent le lien entre le comportement sur le marché du travail et la générosité ainsi que la structure des paiements de transfert versés aux personnes qui ne travaillent pas. Par exemple, de nombreux changements apportés aux programmes d'aide sociale aux États-Unis depuis 1967 l'ont été en raison de préoccupations concernant les désincitations à travailler qu'ils comportaient (Moffitt, 2003). En Europe, le problème d'« eurosclérose » lié au taux élevé de chômage persistant se compare défavorablement à l'expérience des États-Unis. Blanchard (2004) prétend que la réforme continue des systèmes d'assurance-chômage européens, de même que l'avènement de crédits d'impôts pour les travailleurs, ont atténué les problèmes touchant les marchés du travail européens, mais ne les ont pas encore résolus. Ainsi, la vigueur des effets incitatifs des politiques de transfert continue de jouer un rôle essentiel dans la conception de ces politiques et dans la compréhension du comportement sur le marché du travail.

Dans le présent document, nous étudions les effets d'une politique intéressante du Québec, qui prévoyait le versement de prestations d'aide sociale beaucoup plus faibles aux personnes sans enfants qui n'avaient pas encore atteint l'âge de 30 ans. Fortin et coll. (2004) se sont servi de cette expérience politique pour estimer l'effet de l'aide sociale sur la durée des périodes de recours à cette aide selon une approche de la différence des différences. Le point de rupture dans la politique qui correspond au fait d'atteindre l'âge de 30 ans fournit toutefois un contexte propice pour l'analyse de l'effet des paiements d'aide sociale au moyen d'une approche de discontinuité de la régression. Le principal avantage de cette approche est qu'elle produit des estimations « aussi crédibles que celles découlant d'expériences randomisées » (Lee, 2005) sous des conditions relativement faibles[1]. L'approche de discontinuité de la régression a notamment été utilisée pour étudier l'effet de l'aide aux étudiants sur les taux d'inscription au collégial (van der Klaauw, 2002), pour l'évaluation d'écoles primaires par des parents (Black, 1999) et pour étudier l'avantage électoral lié au fait de détenir déjà un siège (Lee, 2005). Dans le présent document, nous utilisons ce plan de recherche pour estimer l'effet des paiements d'aide sociale sur les résultats sur le marché du travail. Notre analyse comporte une caractéristique unique, qui est décrite de façon détaillée plus loin dans le présent document, à savoir l'élaboration d'un estimateur de la différence première dans le plan de discontinuité de la régression.

Les stratégies de recherche retenues au fil des ans pour évaluer les effets de l'aide sociale comportent des liens très étroits avec l'évolution du contexte stratégique[2]. Dans les années 1970 et 1980, la plupart des recherches consistaient à procéder à une modélisation économétrique des expériences sociales, comme les régimes d'imposition négative, de même qu'à des évaluations économétriques non expérimentales des effets incitatifs de l'aide sociale. Tout au long des années 1980 et au début des années 1990, les programmes « d'exemption en vertu de l'article 1115 » ont donné lieu à une deuxième vague d'études, qui ont été passées en revue par Harvey et coll. (2000). Grâce à cette exemption, les États pouvaient se soustraire à certaines dispositions de la Social Security Act, afin de mettre en œuvre des programmes pilotes ou des expériences modifiant les paramètres et la structure des programmes d'aide sociale. L'étude de ces réformes a généralement pris la forme d'évaluations expérimentales, souvent au moyen de groupes de traitement et de groupes témoins. Enfin, la Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act (PRWORA) de 1996 a entraîné une autre vague de recherches visant à évaluer

1. Voir aussi Hahn, Todd et van der Klaauw (2001).

2. Les ouvrages spécialisés ont été étudiés par Moffitt (2002).

l'effet des réformes dans le nouveau contexte stratégique de décentralisation. C'est donc dire que dans une part importante des travaux récents, on adopte une méthodologie non expérimentale et on compare les résultats des politiques d'un État à l'autre, selon les différents choix effectués dans le contexte de la PRWORA.

Blank (2002) aborde trois défis auxquels font face les chercheurs qui étudient les réformes des années 1990. Tout d'abord, la conjoncture économique s'est améliorée considérablement en parallèle avec les réformes. L'évaluation d'une réforme de l'aide sociale dans le contexte d'une amélioration de la conjoncture macroéconomique fait en sorte qu'il est difficile d'isoler l'effet de la réforme des transitions dans la demande de main-d'œuvre. En deuxième lieu, les caractéristiques des changements compliquent la compréhension de l'effet de la modification d'une politique toutes choses étant égales par ailleurs. Les réformes ont été regroupées selon certaines combinaisons de limites, de taux de réduction des prestations, de formation et de sanctions, notamment. Enfin, l'élargissement du Crédit d'impôt sur les revenus salariaux a aussi entraîné une amélioration de la situation du marché du travail pour les familles susceptibles de recourir à l'aide sociale.

La politique fondée sur l'âge que nous utilisons permet de surmonter certains des problèmes des ouvrages spécialisés existants. L'avantage vient de ce que nous n'étudions pas une réforme proprement dite, mais plutôt une discontinuité présente dans une politique statique. Cela signifie qu'aucune autre combinaison de réformes ne peut influer sur l'évaluation de la politique des prestations plus faibles. En outre, nous n'avons pas à faire d'hypothèses concernant la comparabilité du groupe traité et d'un groupe témoin appartenant à un marché du travail distinct au niveau temporel ou géographique. Cela nous évite d'avoir à tenir compte d'une évolution importante de l'environnement économique. Enfin, l'écart découlant de la politique est large. En 1989, les personnes âgées de moins de 30 ans touchaient 185 $ par mois, comparativement à 507 $, soit 175 % de plus, pour celles âgées de 30 ans et plus. Un écart de cette ampleur permet d'estimer les effets sur le comportement avec plus de précision.

Un autre avantage vient de la réforme qui a mis fin à la politique des prestations plus faibles, en août 1989. La comparaison du comportement, avant et après le changement, ainsi qu'au Québec par rapport aux autres provinces du Canada, nous permet aussi d'évaluer la politique au moyen d'un cadre empirique de la différence des différences largement utilisé dans les ouvrages spécialisés sur la réforme de l'aide sociale. Cela nous permet de déterminer les forces et les faiblesses de ce cadre.

Notre analyse comporte un aspect innovateur, à savoir que nous mettons l'accent sur les effets des prestations d'aide sociale sur le comportement sur le marché du travail des hommes sans enfants. Nous croyons que, pour ce groupe, la décision de travailler ou de toucher de l'aide sociale peut raisonnablement être modélisée au moyen d'une approche courante de l'offre de main-d'œuvre. Par contre, les décisions au chapitre de l'emploi des mères seules, sur qui l'aide sociale est traditionnellement axée aux États-Unis, sont compliquées par plusieurs facteurs, comme des décisions endogènes liées à la fécondité et les coûts fixes liés au travail en présence de jeunes enfants.

2. *Aide sociale au Québec et au Canada*

De 1967 à 1996, les programmes d'aide sociale (ou de bien-être social comme ils sont appelés au Canada) ont été financés au moyen du Régime d'assistance publique du Canada, qui offrait une

subvention de contrepartie de 100 % aux dépenses provinciales[3]. Contrairement aux programmes d'aide sociale fédéraux aux États-Unis au cours de cette période, la conception des programmes a été laissée presque entièrement aux régions, sous réserve du respect de faibles contraintes au chapitre de l'admissibilité[4]. Parmi les caractéristiques distinctives par rapport au système américain figure l'admissibilité des personnes seules et des personnes sans enfants.

Les recherches sur les incitatifs et l'aide sociale au Canada ont été assez limitées. Dooley (1999) décrit les tendances au chapitre du recours à l'aide sociale pour différents groupes démographiques et au fil du temps. Dooley et coll. (2000) ne trouvent pas de rapport entre les femmes chefs de famille et les niveaux des prestations d'aide sociale, ce qui n'est pas surprenant, étant donné que les prestations continuent d'être versées même si une personne n'a pas d'enfants ou est mariée. Une expérience sociale à grande échelle, le Projet d'autosuffisance, a été menée dans les années 1990 et prévoyait le versement d'un supplément aux prestataires de l'aide sociale qui trouvaient du travail. Les résultats du Projet d'autosuffisance sont résumés dans Ford et coll. (2003), et ils montrent généralement des effets marqués du supplément de rémunération sur l'offre de main-d'œuvre. Enfin, Barrett et Cragg (1998), ainsi que Green et Warburton (2004), utilisent des données administratives pour étudier la dynamique du recours à l'aide sociale en Colombie-Britannique.

Fortin, Lacroix et Drolet (2004), dont les travaux comportent un lien plus étroit avec les nôtres, étudient l'effet des prestations d'aide sociale sur la durée du recours à cette aide à partir de données administratives. À titre de variation d'identification, ils utilisent la fin de l'application du taux spécial pour les « moins de 30 ans » au Québec en 1989, et comparent les prestataires âgés de plus de 30 ans et ceux de moins de 30 ans avant et après la réforme. Ils concluent que la hausse importante des prestations qui a suivi la réforme de 1989 a eu pour effet de faire augmenter la durée moyenne des prestations d'aide sociale chez les personnes âgées de moins de 30 ans, la faisant passer de quatre à huit mois (selon les sous-groupes). Nos travaux diffèrent des leurs à un certain nombre d'égards. Tout d'abord, nous étudions la participation statique plutôt que dynamique. En deuxième lieu, le fait d'utiliser des données d'enquête plutôt que des données administratives nous permet d'examiner une gamme plus large de variables et d'utiliser les résidents des autres provinces comme groupes témoins additionnels. Enfin, notre plan de recherche est axé dans une large mesure sur la discontinuité des prestations à l'âge de 30 ans, plutôt que sur des comparaisons générales entre les personnes âgées de moins de 30 ans et celles âgées de plus de 30 ans. Si des caractéristiques non observables importantes sont corrélées à l'âge, l'étude du comportement au point de discontinuité peut améliorer les inférences.

2.1 Prestations au Québec

Au cours de la première partie de la période que nous étudions, les paiements d'aide sociale au Québec étaient assujettis à la *Loi sur l'aide sociale* de 1969. Les prestations étaient versées « ... sur la base du déficit qui existe entre les besoins d'une famille ou d'une personne seule et les revenus dont elle dispose... » Le taux de prestation était établi périodiquement par règlement et était

3. Après 1996, une subvention globale appelée Transfert canadien en matière de santé et de programmes sociaux, a remplacé le Régime d'assistance publique du Canada.

4. Les provinces devaient aider toutes les « personnes dans le besoin ». Elles ne pouvaient pas établir l'admissibilité selon la province de résidence et devaient tenir compte uniquement des besoins financiers de la personne ou de la famille, laissant de côté dans les faits les exigences de travail. Elles avaient aussi convenu de soumettre des statistiques au gouvernement fédéral et d'établir un processus d'appel. Ces renseignements sont tirés de Baker, Payne et Smart (1999).

maintenu assez constant en termes réels. Le nombre d'enfants et d'adultes dans la famille déterminait l'importance des prestations de façon non linéaire, en raison des économies d'échelle possibles liées au fait de vivre dans une famille. Les règlements prévoyaient aussi une légère exemption de revenu (65 $ dans les années 1980), au-delà de laquelle les prestations étaient réduites d'une somme rigoureusement équivalente au revenu.

La caractéristique unique de l'aide sociale, aux fins de notre étude, est le taux différent de prestations selon l'âge. Les personnes âgées de moins de 30 ans touchaient 185 $ par mois en 1989 (en dollars courants) comparativement à 507 $, soit 175 % de plus, pour les personnes âgées de 30 ans et plus[5]. Seules les prestations en espèces différaient selon l'âge, ce qui fait que les éléments comme les soins dentaires ou les frais médicaux subventionnés étaient les mêmes pour les personnes âgées de plus de 30 ans et celles âgées de moins de 30 ans. En outre, les prestataires devaient remplir un formulaire tous les mois, afin de permettre aux responsables de déterminer s'ils avaient atteint l'âge de 30 ans. Une nouvelle *Loi sur la sécurité du revenu* a reçu la sanction royale en décembre 1988 et a pris effet le 1er août 1989. Elle comprenait un certain nombre de changements, y compris l'abolition du taux différent de prestations à l'âge de 30 ans[6]. Dans la figure 1, nous représentons graphiquement les taux de prestations en dollars constants de 1990 pour une personne seule apte au travail sans enfants, dans le cas des personnes âgées de plus de 30 ans et de celles de moins de 30 ans[7].

Il est facile de démontrer que des prestations d'aide sociale plus élevées réduisent sans équivoque la probabilité de travailler dans un contexte d'offre de main-d'œuvre statique. Lorsque sont laissées de côté les (faibles) exemptions de gains, les personnes ont simplement le choix entre : 1) ne pas travailler et toucher de l'aide sociale, et 2) travailler le nombre optimal d'heures pour lesquelles elles opteraient en l'absence d'aide sociale. Toutes les personnes dont l'utilité lorsque les prestations sont plus élevées (celles âgées de 30 ans et plus) dépasse l'utilité de travail quitteront le marché du travail, tandis que celles pour qui le travail continue d'être plus avantageux maintiendront les mêmes heures de travail. Les modèles comportent une prédiction additionnelle, à savoir que l'ensemble du rajustement se produit à la marge extensive (participation) plutôt qu'à la marge intensive (heures conditionnelles à la participation).

3. *Données et statistiques descriptives*

La majeure partie de notre analyse est fondée sur des données des Recensements de 1986 et 1991. Nous complétons en outre les chiffres du recensement au moyen de certaines données chronologiques de l'Enquête sur la population active (EPA). Pour les deux ensembles de données, les critères de sélection comportent des caractéristiques communes. Nous axons notre analyse sur

5. En vertu de l'article 18 de la loi, la discrimination « fondée sur la race, la couleur, le sexe, la religion, la langue, l'ascendance nationale, l'origine sociale, les mœurs ou les convictions politiques » est interdite. L'âge n'est pas mentionné.

6. La nouvelle loi comportait des taux différents pour les personnes participant à des programmes de formation. Étant donné que moins de 10 % des prestataires participaient à de tels programmes (Fortin, Lacroix et Drolet, 2004), nous mettons l'accent sur les prestations s'appliquant aux personnes qui étaient disponibles pour travailler, mais qui ne participaient pas à des programmes de formation. Les prestations ont diminué légèrement en termes réels après la réforme pour toutes ces personnes, mais aucune autre mesure n'a touché différemment les personnes âgées de plus de 30 ans et celles de moins de 30 ans.

7. Nous avons élaboré ces séries à partir des taux de prestations et des méthodes d'indexation décrits dans les dispositions législatives (conformément aux Lois révisées du Québec et aux règlements correspondants).

les personnes sans diplôme d'études secondaires (décrocheurs du secondaire) qui sont les plus « à risque » de toucher de l'aide sociale[8]. Nous mettons aussi l'accent sur les répondants sans enfants, les parents n'ayant pas été assujettis aux prestations d'aide sociale plus faibles[9]. L'avantage d'avoir un enfant pour les personnes âgées de moins de 30 ans serait important, mais nous n'avons pas trouvé de preuve d'effet de la politique sur la fécondité dans les données[10]. Nous examinons ces questions de sélection d'échantillon de façon plus détaillée ci-après.

Enfin, notre étude se limite aux hommes. L'analyse pour les femmes est compliquée par une série de facteurs. Tout d'abord, vers l'âge de 30 ans, une fraction substantiellement plus grande de femmes que d'hommes ont des enfants et ne sont pas par conséquent assujetties aux prestations plus faibles[11]. En deuxième lieu, les décrocheuses du secondaire sont beaucoup moins susceptibles d'être occupées que les hommes. Le taux d'emploi des femmes et des hommes décrocheurs du secondaire et âgés de 30 ans au Québec en 1986 était de 39,5 % et 70,4 %, respectivement. Pour ces deux raisons, le groupe « à risque » est beaucoup moins important chez les femmes que chez les hommes. Enfin, nous nous inquiétons davantage des effets sur la fécondité dans le cas des femmes que dans celui des hommes.

3.1 Fichiers principaux du recensement

Le gros de notre analyse est fondé sur les fichiers principaux du recensement au Canada. Statistique Canada tient un recensement tous les 5 ans, les années se terminant par un 1 ou par un 6, contrairement aux États-Unis, où le recensement se tient tous les 10 ans. La couverture du recensement est universelle. Un questionnaire détaillé (formulaire détaillé) est distribué à environ 20 % des ménages, et il comprend des questions sur les caractéristiques sur le marché du travail et la participation au marché du travail, la scolarité, le revenu et les caractéristiques démographiques des répondants. Certaines questions sur la participation au marché du travail ont été posées en rapport avec la semaine précédant le jour du recensement, tandis que d'autres se rapportent à l'année civile précédente. Étant donné que nous pouvons observer des années d'âge particulière dans le cadre du recensement, nous pouvons appliquer notre stratégie empirique de discontinuité de la régression à ces données.

---

8. Des données récentes de l'Institut de la statistique du Québec (2004) montrent que 63 % de tous les prestataires d'aide sociale sont des décrocheurs du secondaire. Nos propres totalisations, fondées sur l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1986 à 1989, montrent que chez les hommes sans enfants âgés de 26 à 35 ans (le principal groupe touché par la discontinuité dans l'âge du programme), les décrocheurs du secondaire ont touché 59,7 % des prestations d'aide sociale, même s'ils ne représentaient que 23,5 % de la population.

9. Nous avons classé les personnes comme « sans enfants » lorsqu'elles n'avaient pas d'enfants, ou lorsque leurs enfants ne vivaient pas avec elles.

10. L'analyse de la fécondité dans le contexte du Québec de cette époque se complique aussi par l'allocation au nouveau-né qui prévoyait le versement de primes pouvant aller jusqu'à 8 000 $ pour un nouveau-né. Milligan (2005) a déterminé que le programme avait suscité une réaction, mais que celle-ci se limitait aux femmes peu scolarisée et ayant un faible revenu.

11. Chez les décrocheurs du secondaire âgés de 30 ans au Québec en 1986, 75,7 % des femmes avaient (ou vivaient avec) un enfant, comparativement à 53,4 % des hommes. Deux raisons expliquent cette différence. Tout d'abord, les femmes sont beaucoup plus susceptibles que les hommes d'être chefs de famille monoparentale. En deuxième lieu, les femmes ont leurs enfants à un âge plus précoce que les hommes.

De façon générale, Statistique Canada publie un fichier de microdonnées à grande diffusion qui représente entre 2 % et 3 % des répondants. Étant donné que nous souhaitons obtenir des échantillons importants de personnes à l'intérieur de cellules définies strictement, nous avons eu accès à l'ensemble du fichier principal de 20 % des répondants conservé par Statistique Canada. À l'intérieur de cet échantillon, nous pouvons constituer des cellules de taille suffisante pour permettre une analyse utile. Par exemple, le tableau 1 en annexe montre que nous disposons de plus de 10 000 observations pour chaque année d'âge au Québec dans le cadre du Recensement de 1986. Étant donné qu'entre 26 % et 32 % des hommes en question n'ont pas terminé d'études secondaires (colonne 2), nous obtenons des échantillons d'environ 3 000 décrocheurs du secondaire pour chaque groupe d'âge (colonne 3). Le dernier ensemble de colonnes du tableau 1 en annexe montre que les échantillons sont réduits lorsque nous conservons uniquement les hommes sans enfants. Nous continuons toutefois de disposer de plus de 1 500 observations pour chaque groupe d'âge autour du point de discontinuité à l'âge de 30 ans.

Le recensement nous permet de créer un ensemble de variables intéressantes pour l'analyse. Pour la semaine de référence précédent le jour du recensement, nous déterminons si le répondant était occupé et le nombre d'heures qu'il a travaillé. Dans le cas de l'état matrimonial, nous codons le répondant comme marié s'il est marié légalement ou s'il vit en union de fait.

D'autres variables, comme le revenu selon la source, sont mesurées pour l'année civile précédente. De façon plus particulière, dans le cadre du recensement, on recueille des données distinctes pour les gains, les prestations d'assurance-emploi (auparavant assurance-chômage), la sécurité de la vieillesse, le Régime de pensions du Canada/Régime de rentes du Québec (RPC/RRQ), les allocations familiales et les crédits d'impôt pour enfant. Malheureusement, dans le cadre du recensement, on ne recueille pas de données distinctes sur le revenu provenant des prestations d'aide sociale. Ces prestations sont incluses dans une variable « autres transferts », qui comprend aussi les indemnités d'accident du travail, certains paiement versés dans le cadre des programmes de formation et de petits crédits d'impôt provinciaux[12].

Heureusement, les prestations d'aide sociale sont de loin la composante la plus importante de la variable « autres transferts ». Dans Lemieux et Milligan (2004), nous déterminons, à partir d'une autre source, que 85 % du revenu inclus dans les « autres transferts » du recensement proviennent dans les faits de l'aide sociale. C'est donc dire, à toute fin pratique, que nous pouvons utiliser les « autres transferts » et les « prestations d'aide sociale » de façon interchangeable ci-après. Ces chiffres devraient néanmoins être interprétés avec prudence, étant donné que des études de validation existantes laissent supposer que les prestations d'aide sociale sont largement sous-déclarées dans les données d'enquête[13].

3.2 Enquête sur la population active (EPA)

Nous avons recours à l'EPA pour documenter les tendances à long terme au chapitre du comportement sur le marché du travail de notre population cible, avec des comparaisons entre les groupes d'âge et les provinces. Les données de l'EPA sont disponibles sur une base mensuelle, rétroactivement à 1976, mais les tailles d'échantillon sont trop faibles pour pouvoir être utilisées de

12. Les quelques autres éléments inclus dans la catégorie « autres transferts » sont soit négligeables ou ne s'appliquent pas au groupe d'âge étudié (p. ex., les pensions des anciens combattants).

13. Par exemple, Kapsalis (2001) montre que l'aide sociale est sous-déclarée selon un facteur d'environ un tiers.

façon convaincante dans l'analyse de discontinuité de la régression. Nous les utilisons donc plutôt pour fournir un contexte à l'examen des marchés du travail au Canada et au Québec.

Dans la figure 2, nous représentons graphiquement le taux d'emploi des hommes à partir des données de l'EPA. Nous utilisons une moyenne mobile sur trois ans pour lisser la série du taux d'emploi qui afficherait autrement des mouvements erratiques en raison des petits échantillons. Les deux premières droites correspondent aux taux pour les 25 à 29 ans et les 30 à 34 ans dans les provinces autres que le Québec (appelées « reste du Canada » ci-après). Les deux droites suivent approximativement les contours du cycle commercial, augmentant dans les années 1980 et diminuant au moment de la récession du début des années 1990. Deux observations sont pertinentes. Tout d'abord, le caractère cyclique des taux d'emploi fait ressortir la nécessité de disposer d'un groupe témoin, afin de faire une distinction entre les effets du cycle commercial et les effets de la politique. En deuxième lieu, les droites pour les deux groupes d'âge sont très près l'une de l'autre. Cela laisse supposer que la situation sur le marché du travail pour ces deux groupes d'âge est comparable.

Le deuxième ensemble de droites correspond au taux d'emploi selon le groupe d'âge au Québec. Les deux droites se situent à environ 10 points de pourcentage en dessous de celles pour le reste du Canada, ce qui laisse supposer que toute recherche concernant les effets de la politique doit tenir compte de la situation différente du marché du travail entre les régions du pays. Les deux groupes d'âge ne sont pas aussi près l'un de l'autre au Québec que dans le reste du Canada. De façon plus particulière, le taux d'emploi du groupe des 25 à 29 ans est substantiellement plus élevé que celui des 30 à 34 ans avant 1990. À partir de 1990, toutefois, les taux d'emploi des deux groupes d'âge sont beaucoup plus comparables. Cela est conforme à la perception selon laquelle les faibles prestations d'aide sociale pour les hommes âgés de moins de 30 ans avant août 1989 ont entraîné une réaction substantielle du point de vue de l'offre de main-d'œuvre.

D'autres facteurs pourraient néanmoins être responsables du taux anormalement élevé d'emploi chez les 25 à 29 ans au Québec à la fin des années 1980. Il se peut que la reprise économique vigoureuse de la deuxième moitié des années 1980 ait profité de façon disproportionnée aux jeunes travailleurs du Québec. On ne sait pas non plus clairement pourquoi les taux d'emploi des 25 à 29 ans et des 30 à 34 ans étaient assez similaires au début des années 1980, en dépit du fait que les prestations d'aide sociale des moins de 30 ans étaient déjà beaucoup plus faibles à ce moment-là. Pour toutes ces raisons, nous avons recours à une approche de discontinuité de la régression. Nous revenons par la suite à un examen plus détaillé de la façon dont les estimations types de la différence des différences (comme celles implicites dans la figure 2) se comparent aux résultats de l'analyse de discontinuité de la régression.

4. *Approche empirique*

Notre principale approche empirique exploite la discontinuité dans les prestations d'aide sociale à l'âge de 30 ans. Prenons le modèle de régression :

$$(1) \qquad Y_{ia} = \beta_0 + \beta_1 TRAIT_{ia} + \delta(a) + \varepsilon_{ia},$$

où Y_{ia} correspond à une variable de résultat pour la personne i à l'âge a. L'effet de l'âge sur la variable de résultat est représenté par la fonction $\delta(a)$, tandis que $TRAIT_{ia}$ est une variable nominale

de traitement qui rend compte des prestations d'aide sociale plus élevées versées à l'âge de 30 ans et qui est définie de la façon suivante :

$$TRAIT_{ia} = \begin{cases} 0 si a < 30 \\ 1 si a >= 30 \end{cases}.$$

Le problème d'évaluation consiste à estimer l'effet β_1 du traitement (prestations d'aide sociale plus élevées) sur la variable de résultat. L'hypothèse d'identification clé qui sous-tend la stratégie de discontinuité de la régression (DR) est que $\delta(.)$ est une fonction lisse (continue)[14]. Selon cette hypothèse, l'effet de traitement β_1 est obtenu en estimant la discontinuité dans la fonction de régression empirique au point où la variable de traitement passe de 0 à 1 (à l'âge de 30 ans dans le cas présent). Nous avons un plan de la DR « précis », étant donné que la variable de traitement est une fonction déterministe de la variable de régression (âge).

L'hypothèse selon laquelle $\delta(.)$ est une fonction continue signifie que les prestations différentes sont la seule source de discontinuité dans les résultats autour de l'âge de 30 ans. Dans quelle mesure cette hypothèse est-elle raisonnable? Il est bien connu que la plupart de nos variable d'intérêt, comme le revenu et l'emploi, comportent des profils d'âge bien déterminés. Par exemple, le logarithme des gains représente une fonction concave de l'âge, qui est conforme à un modèle courant d'investissement dans le capital humain (Mincer 1974, Murphy et Welch, 1990). Ainsi, même s'il est important que $\delta(.)$ soit suffisamment souple pour tenir compte des non-linéarités dans les profils d'âge, il n'y a pas de raison (dans les théories du capital humain ou les théories connexes de comportement durant le cycle de vie) de s'attendre à un changement abrupt à l'âge de 30 ans.

Il existe toutefois au moins deux raisons pour lesquelles l'hypothèse selon laquelle $\delta(.)$ est continue à l'âge de 30 ans peut être violée. Tout d'abord, même si l'âge exact d'une personne est déterminé au préalable, il est concevable que certaines personnes puissent trouver des façons de « mentir » sur leur âge, par exemple, en falsifiant leur certificat de naissance. Si de telles manipulations étaient possibles, les personnes qui prétendent être âgées de 30 ans pourraient différer systématiquement de celles âgées de 29 ans. De façon plus particulière, les personnes âgées de 29 ans qui affichent une propension plus grande à toucher de l'aide sociale (en raison de leur faible capacité de gains, etc.) pourraient systématiquement prétendre qu'elles sont âgées de 30 ans, ce qui produirait une corrélation fausse entre l'âge et le terme d'erreur. Il est peu probable que ce problème se produise dans le cas présent, étant donné que l'âge exact d'une personne peut facilement être vérifié par les autorités.

Il existe un problème potentiellement plus grave, à savoir que nous sélectionnons uniquement des personnes sans enfants à charge pour la majeure partie de notre analyse, étant donné qu'elles sont les seules à toucher des prestations d'aide sociale différentes. Comme le montre le tableau 1 en annexe, la fraction des hommes avec enfants augmente de façon très marquée en fonction de l'âge. Dans la mesure où ces décisions en matière de fécondité et de modalités de vie (vivre avec ses enfants ou non) sont endogènes, cela produit un problème de sélection non aléatoire dans notre principal échantillon d'analyse. Toutefois, si ces biais de sélection sont une fonction lisse de l'âge, ils seront pris en compte par la fonction $\delta(.)$ et l'approche de la DR demeurera valide. Nous présentons des preuves à l'appui de cette hypothèse dans la section 6.3.

14. Voir Hahn, Todd et van der Klaauw (2001), ainsi que Lee (2005), pour un examen plus détaillé des cas où le plan de DR est aussi valide que s'il était fondé sur une expérience randomisée.

En pratique, l'effet de traitement estimé dépend de la façon dont la fonction lisse $\delta(.)$ est elle-même estimée. Comme dans tout problème d'estimation non paramétrique, il faut faire un compromis difficile entre la précision et le biais. Nous établissons un équilibre à l'intérieur de ce compromis entre la précision et le biais en estimant une gamme variée de spécifications polynomiales pour la fonction de régression $\delta(.)$. Dans la section 5, nous présentons des estimations de l'effet de traitement à partir de cinq spécifications différentes pour la fonction de régression. Ces spécifications comprennent des fonctions linéaire, quadratique et cubique types, ainsi que des splines linéaire et quadratique (régressions distinctes de chaque côté de la discontinuité). Nous présentons aussi (dans la section 6.1) des estimations du modèle spline linéaire pour une fenêtre de plus en plus étroite autour de l'âge de 30 ans, comme autre vérification de la robustesse.

Nous devons aussi adapter notre approche de la DR à certaines des limites des données dont il a été question dans la section précédente. Parmi les problèmes figure le fait que nous connaissons uniquement l'âge en années le jour du recensement (généralement la première semaine de juin). Étant donné que nous savons seulement si les personnes sont âgées de 29 ou de 30 ans le jour du recensement, nous ne pouvons pas comparer directement les personnes qui « viennent d'avoir 30 ans » aux personnes qui « sont sur le point d'avoir 30 ans ». Étant donné que l'âge est une variable discrète dans nos données, l'approche de régression doit extrapoler la discontinuité au moment précis où la personne atteint l'âge de 30 ans[15].

Du fait de ces limites dans les données, tous les renseignements disponibles à partir des microdonnées peuvent être résumés dans les moyennes par âge des variables (statistiques suffisantes). Le modèle empirique que nous utilisons correspond à la version cellule d'âge de l'équation (1) :

$$(2) \qquad Y_a = \beta_0 + \beta_1 TRAIT_a + \delta(a) + \varepsilon_a.$$

Les estimations de régression de l'équation (1) fondées sur les microdonnées sont identiques aux estimations pondérées de l'équation (2), lorsque le poids utilisé correspond au nombre d'observations selon le groupe d'âge.

Parmi les autres avantages que comporte l'utilisation des cellules d'âge figure le fait qu'il est simple de vérifier dans quelle mesure le modèle est ajusté aux données. Étant donné que la variable de résultat Y_a est une moyenne de cellule, sa variance d'échantillonnage V_a peut être facilement calculée. Selon l'hypothèse que le modèle (2) est correct, la seule source d'erreur dans le modèle devrait être l'erreur d'échantillonnage. Cette hypothèse peut être vérifiée au moyen de la statistique de qualité de l'ajustement :

$$QDA = \sum_a (\hat{\varepsilon}_a^2 / V_a).$$

15. Voir Card et Lee (2005) pour un examen plus approfondi de l'approche de discontinuité de la régression dans le cas où la covariable qui détermine le traitement (l'âge dans notre cas) est discrète. Si nous observions l'âge exact des personnes dans les données, nous n'aurions pas besoin d'estimer des modèles de régression paramétriques et nous pourrions estimer directement la discontinuité à l'âge de 30 ans à partir, par exemple, de fonctions simples en échelon.

Sous l'hypothèse nulle que le modèle (2) est le modèle véritable, *QDA* devrait suivre une loi du chi carré à N-k degrés de liberté.

Jusqu'à maintenant, nous avons présumé implicitement que la variable de résultat *Y* était mesurée au moment du recensement. Comme il est indiqué dans la section précédente, certaines des variables de résultat, comme l'emploi actuel et les heures de travail, sont effectivement mesurées au moment du recensement. Toutefois, d'autres variables, comme le revenu sous forme de transferts, les gains et les semaines de travail, se rapportent à l'année précédente. Par conséquent, la discontinuité de la régression n'est pas « précise » pour ces variables de résultat.

Pour vérifier cela, considérons le fait d'avoir reçu des transferts d'aide sociale l'année précédente. Prenons le cas d'une personne âgée de 30 ans le jour du recensement, qui a eu 30 ans le 1er décembre de l'année précédente. Cette personne a ainsi été « exposée » à des prestations d'aide sociale plus élevées pendant seulement 1 des 12 mois de l'année précédente. Cela laisse supposer qu'on devrait attribuer un douzième de la variable de traitement à cette personne.

Si nous connaissions la date de naissance exacte des personnes, nous pourrions utiliser la fraction de l'année précédente pendant laquelle la personne était âgée de 30 ans comme variable de traitement. La variable de traitement $TRAIT_{ia}$ serait égale à zéro pour toutes les personnes âgées de 29 ans ou moins le jour du recensement, à un pour toutes les personnes âgées de 32 ans ou plus le jour du recensement, et à une valeur allant de 0 à 1 pour les personnes âgées de 30 ou 31 ans le jour du recensement (selon leur date de naissance exacte).

Étant donné que nous connaissons uniquement l'âge en années le jour du recensement, nous devons faire la moyenne de $TRAIT_{ia}$ pour toutes les personnes d'un certain âge. Pour ce faire, nous présumons que le jour du recensement tombe le 1er juin et que les dates de naissance sont distribuées uniformément pendant l'année. Selon ces hypothèses, il est facile de démontrer que le traitement moyen $TRAIT'_a$ prend les valeurs suivantes pour les différents groupes d'âge[16] :

$$(3) \qquad TRAIT'_a = \begin{cases} 0 & si\ a <= 29 \\ 0{,}170 & si\ a = 30 \\ 0{,}913 & si\ a = 31 \\ 1 & si\ a >= 32 \end{cases}.$$

Par contre, dans les modèles pour les résultats au moment du recensement, $TRAIT_a$ est égale à 0 pour toutes les personnes âgées de 29 ans ou moins le jour du recensement, et à 1 pour les personnes âgées de 30 ans ou plus.

Il existe une préoccupation, à savoir que certains des avantages du plan de la DR sont perdus parce que nous ne sommes pas en présence d'une discontinuité nette pour les variables des résultats mesurés pour l'année précédente. Par ailleurs, les résultats mesurés pour l'année précédente peuvent faire l'objet d'une sous-déclaration, en raison de biais de mémorisation. Heureusement, il est possible de vérifier l'effet de ces lacunes en examinant l'emploi. Le recensement nous renseigne à la fois sur le statut professionnel au cours de la semaine de référence et sur le nombre de semaines travaillées l'année précédente. Pour un groupe d'âge donné, nous pouvons établir un taux d'emploi

16. Les valeurs de la variable de traitement $TRAIT'_a$ à l'âge de 30 ans et de 31 ans sont obtenues grâce à une intégration sur la distribution uniforme des dates de naissance. On voit que pour l'âge de 30 ans, $TRAIT'_a = ,5(7/12)^2 = 0{,}170$. Pour l'âge de 30 ans, $TRAIT'_a = 1-,5(5/12)^2 = 0{,}913$.

pour la semaine de référence du recensement, TER_a, et un taux d'emploi fondé sur la fraction des semaines travaillées l'année précédente, TEL_a.

Nous pouvons ainsi comparer les résultats de la DR « précise » reposant sur l'analyse de la variable de résultat TER_a, aux estimations de la DR « floue » fondées sur la variable TEL_a. Nous constatons que les deux spécifications donnent des résultats très similaires (section 5), ce qui laisse supposer que l'approche de la DR produit des effets valides de traitement estimé en dépit du « flou » qui touche les variables de résultat mesurées pour l'année précédente. De façon plus précise, le modèle pour le taux d'emploi lors de la semaine du recensement est

$$(4a) \quad TER_a = \beta_0 + \beta_1 TRAIT_a + \delta(a) + \varepsilon_a,$$

tandis que le modèle pour le taux d'emploi l'année précédente est

$$(4b) \quad TEL_a = \beta'_0 + \beta'_1 TRAIT'_a + \delta'(a) + \varepsilon_a'.$$

Nous pouvons alors comparer les diverses estimations de l'effet de traitement β_1 et β'_1. Les deux estimations devraient être les mêmes si les modèles sont bien précisés. Si l'effet des prestations d'aide sociale sur l'offre de main-d'œuvre est important, le taux d'emploi lors de la semaine du recensement (équation 4a) devrait diminuer considérablement entre 29 et 30 ans, $TRAIT_a$ passant de 0 à 1. Par contre, dans le modèle du taux d'emploi de l'année précédente (équation 4b), la majeure partie de la baisse devrait se produire entre 30 et 31 ans, étant donné que selon l'équation (3), $TRAIT'_a$ augmente pour passer de 0,170 à 30 ans à 0,913 à 31 ans.

Cela laisse supposer un autre estimateur de l'effet de traitement fondé sur la différence entre les deux taux d'emploi, qui correspond en fait à la variation du taux d'emploi entre l'année précédente et la semaine de référence du recensement. Si les personnes réduisent véritablement leur offre de main-d'œuvre lorsque les prestations d'aide sociale deviennent plus généreuses, le taux d'emploi des personnes âgées de 30 ans (lors de la semaine du recensement) devrait être inhabituellement faible comparativement à leur taux d'emploi l'année précédente (lorsqu'elles étaient pour la plupart âgées de 29 ans).

Cet autre estimateur est essentiellement un estimateur de différence première (DP) qui exploite la nature longitudinale des données sur l'emploi du recensement. Sous l'hypothèse que $\beta_1 = \beta'_1$, cet estimateur DP-DR est obtenu en estimant le modèle de régression

$$(5) TER_a - TEL_a = (\beta_0 - \beta'_0) + \beta_1 (TRAIT_a - TRAIT'_a) + \theta(a) + (\varepsilon_a - \varepsilon'_a),$$

par les moindres carrés ordinaires (MCO) pondérés. Soulignons que $\theta(a)$, la différence entre $\delta(a)$ et $\delta'(a)$, est encore une fois une fonction lisse de l'âge qui peut être représentée par les mêmes fonctions que précédemment. Tout comme dans un modèle de DP type, l'un des avantages est que les effets fixes propres à une personne sont éliminés grâce aux différences dans le terme d'erreur de l'équation (5).

L'estimateur de DR est fondé sur l'hypothèse que les personnes situées dans le voisinage de la discontinuité sont similaires. Même si l'hypothèse est très plausible dans ce cas, elle demeure généralement impossible à vérifier à un certain niveau de base. Il se peut que les personnes qui ont un peu plus de 30 ans soient différentes de celles âgées de 29 ans pour une raison ou une autre non

modélisée. L'estimateur DP-DR va plus loin en comparant l'emploi pour les *mêmes* personnes à l'âge de 29 ans et à l'âge de 30 ans.

5. *Estimations de discontinuité de la régression*

Nous exploitons maintenant formellement la discontinuité dans les prestations d'aide sociale en estimant les modèles de la DR dont il est question dans la section 4. Après plusieurs expériences, nous avons décidé de limiter notre analyse aux hommes âgés de 25 à 39 ans. Nous avons fait ce choix parce que le profil d'âge dans la plupart des variables est systématiquement différent entre 20 et 24 ans, mais pas entre 25 et 29 ans. Cela laisse supposer que les données pour les personnes âgées de 20 à 24 ans sont peu utiles pour ajuster le modèle autour du point de discontinuité. Dans tous les cas, nous démontrons ci-dessous (section 6.1) que nos résultats sont très robustes au choix de la fenêtre d'âge.

Il convient aussi de noter que tous les modèles de régression sont estimés par les MCO pondérés, l'inverse des variances d'échantillonnage (V_a) servant de coefficient de pondération. Les estimations en découlant sont très similaires à celles obtenues à partir du nombre d'observations dans chaque cellule d'âge comme coefficients de pondération. L'avantage de l'utilisation de l'inverse des variables d'échantillonnage est que la somme des termes résiduels au carré est égale à la statistique de qualité de l'ajustement du modèle QDA (jusqu'à une normalisation).

Nous présentons tout d'abord certaines preuves graphiques indicatives, avant de fournir les résultats de la régression. Dans les figures 3 et 4, nous traçons les taux d'emploi bruts (ainsi que les limites de confiance) pour les taux d'emploi au moment du recensement et l'année précédente, respectivement. Dans le cas du taux d'emploi la semaine de référence du recensement, nous plaçons le point de discontinuité à l'âge de 29,5 ans. Étant donné que les personnes codées comme « étant âgées de 30 ans » le jour du recensement ont 30,5 ans en moyenne, nous devons déplacer le point de discontinuité d'une demi-année, pour obtenir les personnes qui ont exactement 30 ans le jour du recensement. Dans le cas de l'emploi l'année précédente, nous plaçons le point de discontinuité à 30 ans et 5/12 pour des raisons similaires.

Les figures 3 et 4 montrent de façon évidente que l'emploi diminue abruptement lorsque les personnes deviennent admissibles à des prestations d'aide sociale plus élevées. Comme il fallait s'y attendre, la baisse du niveau d'emploi mesurée lors de la semaine du recensement se produit entre l'âge de 29 ans et de 30 ans, tandis que la baisse du niveau d'emploi mesurée pour l'année précédente (figure 4) se produit surtout entre l'âge de 30 ans et de 31 ans.

Soulignons en outre que le taux d'emploi a tendance à diminuer en fonction de l'âge, particulièrement après l'âge de 30 ans. Même si cela peut sembler surprenant au premier abord, nous montrons dans la section 6.4 que cette tendance vient entièrement du fait que les hommes sans enfants sont sélectionnés de façon négative du point de vue de leurs perspectives sur le marché du travail, et que l'ampleur du biais augmente en fonction de l'âge. Ce qui importe encore davantage, comme nous le montrons à la section 6.3, c'est que ce biais de sélection est une fonction lisse de l'âge qui n'entraîne pas de biais dans les estimations de la DR.

En ce qui a trait aux résultats de la régression, le tableau 1 montre les effets estimés de traitement pour les variables de l'offre de main-d'œuvre au Québec en 1986. La colonne 1 montre les estimations de la DR pour le taux d'emploi l'année précédente (1985). Ce modèle correspond à

l'équation (4b) de la section 4. L'effet sur l'emploi est estimé précisément dans les quatre premiers modèles, mais moins précisément lorsque le modèle le plus riche, le modèle spline quadratique, est utilisé.

Les résultats sont encore plus robustes dans le modèle de l'emploi lors de la semaine du recensement, qui figure à la colonne 2. Dans ce modèle, l'effet sur l'emploi demeure estimé de façon précise, même lorsque le modèle spline quadratique est utilisé (le modèle le plus souple). Il faut se rappeler que nous avons une discontinuité précise dans ce dernier modèle, tandis que la discontinuité est floue dans le modèle fondé sur le taux d'emploi de l'année précédente. Cela peut expliquer pourquoi l'effet de l'aide sociale est estimé plus précisément pour l'emploi lors de la semaine du recensement dans les modèles plus souples comme les modèles spline cubique et spline quadratique.

Une des caractéristiques importantes des résultats est que les deux mesures du taux d'emploi produisent des estimations remarquablement similaires qui vont de -0,038 à -0,056. Cela laisse supposer que l'approche de la DR est appropriée pour les modèles des résultats de l'année précédente, en dépit de certaines des lacunes dans les données dont il a été question à la section 4. Il convient aussi de noter que les tests de la qualité de l'ajustement du modèle laissent supposer que même les modèles plus simples (linéaires ou splines linéaires) sont très bien ajustés aux données.

Pour avoir une meilleure idée de la façon dont les modèles sont ajustés aux données, nous comparons les modèles de régression prédits aux données réelles pour les deux mesures de l'emploi des figures 3 et 4 pour les modèles splines linéaires. Dans la figure 4, nous montrons à la fois les droites de régression linéaire (lignes en trait plein prédites par les modèles splines linéaires) et l'ajustement réel obtenu à partir de la variable *TRAIT'* (lignes en pointillé). Comme le montre le tableau 1, les effets estimés sont presque identiques pour l'emploi l'année précédente et la semaine de référence (-0,047 et -0,049, respectivement).

Une autre caractéristique intéressante des figures 3 et 4 est que la dernière observation avant le point de discontinuité se situe parfaitement sur la droite de régression. Étant donné que les personnes savent avant d'avoir 30 ans que leurs prestations augmenteront considérablement une fois qu'elles atteindront cet âge, une part du rajustement de l'offre de main-d'œuvre devrait s'être produite avant l'âge de 30 ans[17]. Si ce rajustement était important, on pourrait s'attendre à ce que le modèle de régression produise des valeurs prévues supérieures aux observations pour le taux d'emploi à l'âge de 29 ans (pour l'emploi lors de la semaine du recensement) ou à l'âge de 30 ans (pour l'emploi lors de l'année précédente). Les résultats laissent donc supposer une réaction très rapide à l'augmentation des prestations lorsque la personne atteint l'âge de 30 ans.

Comme il est indiqué précédemment, un test encore plus rigoureux des effets dissuasifs de l'aide sociale sur l'offre de main-d'œuvre est fondé sur la différence entre les deux mesures de l'emploi. Les estimations DP-DR de l'équation 5 figurent dans la colonne 3 du tableau 1. Les effets estimés sur l'emploi sont très robustes pour l'ensemble des spécifications et tendent à être un peu plus faibles (de l'ordre de -0,03 à -0,04) que les estimations type de la DR figurant dans les colonnes 1 et 2 du tableau 1. Il faut se rappeler que le principal groupe utilisé pour produire les estimations DP-DR sont les personnes âgées de 30 ans au moment du recensement. Étant donné que ces personnes

17. Par exemple, une personne qui perd son emploi et touche des prestations d'assurance-chômaga à l'âge de 29 ans pourrait ne pas se préoccuper de trouver un nouvel emploi en attendant les prestations d'aide sociale plus élevées à l'âge de 30 ans.

étaient principalement âgées de 29 ans l'année précédente, nous devrions voir leur taux d'emploi lors de la semaine du recensement diminuer par rapport à leur taux de l'année précédente, du fait qu'elles deviennent admissibles aux prestations plus élevées une fois qu'elles atteignent l'âge de 30 ans. Par contre, tous les autres groupes d'âge (sauf pour quelques personnes âgées de 31 ans) sont exposés aux mêmes prestations d'aide sociale lors de la semaine du recensement et les années précédentes. La figure 5 confirme cette prédiction selon laquelle la différence dans le taux d'emploi est anormalement faible pour les personnes âgées de 30 ans au moment du recensement. La figure montre aussi que l'ajustement de la régression fondée sur le modèle de la différence (ligne en trait plein) est assez similaire à l'ajustement déduit à partir des deux modèles de niveaux d'emploi (ligne en pointillé définie comme la différence entre les droites de régression des figures 3 et 4).

La dernière colonne du tableau 1 montre que l'effet des prestations d'aide sociale plus élevées sur les heures de travail lors de la semaine du recensement (y compris les valeurs nulles) est similaire à l'effet estimé sur le taux d'emploi. L'effet estimé sur les heures de -1,72 dans le modèle spline linéaire représente environ 7,1 % des heures moyennes de travail (24,39). Cela est très similaire à l'effet de 7,9 % (effet de -0,049 multiplié par un taux d'emploi moyen de 0,618) sur la probabilité d'emploi obtenue pour le modèle de taux d'emploi le plus comparable (modèle spline linéaire pour l'emploi lors de la semaine du recensement). Ce résultat laisse supposer que, selon un modèle simple d'offre de main-d'œuvre, tout l'effet des prestations d'aide sociale sur l'offre de main-d'œuvre se produit à la marge extensive (participation) par opposition à la marge intensive (heures de travail conditionnelles à l'emploi).

Une fois tous ces résultats mis ensemble, nous concluons que des prestations d'aide sociale plus élevées réduisent le taux d'emploi d'au moins 3 points de pourcentage, et parfois jusqu'à 5 points de pourcentage. En outre, la similitude des résultats pour les différentes spécifications d'emploi laisse supposer que l'approche de la DR « fonctionne » en dépit du flou introduit dans les modèles du fait de la déclaration des résultats pour l'année civile précédente.

6. *Vérifications de la robustesse et prolongements*

Afin de vérifier la robustesse de nos résultats, nous présentons quelques vérifications de la robustesse et prolongements de notre analyse de base dans la section qui suit.

6.1 Réduction de la fenêtre

Dans le tableau 1, nous montrons que les résultats sont très robustes au choix de la forme fonctionnelle pour les équations de régression. Il existe une autre approche pour vérifier la robustesse des résultats, à savoir estimer un modèle plus paramétrique, comme un modèle spline linéaire, pour une fenêtre d'âge de plus en plus étroite autour du point de discontinuité. Cela rend sans doute mieux compte de l'esprit de l'approche de discontinuité de la régression, étant donné que l'on dépend uniquement d'observations qui sont de plus en plus près du point de discontinuité.

Le tableau 2 montre les estimations de la DR selon diverses fenêtres pour les quatre variables de résultat figurant dans le tableau 1. On utilise le modèle spline linéaire comme spécification pour tous les modèles. La première ligne reproduit les résultats figurant dans le tableau 1 pour tous les hommes décrocheurs sans enfants âgés de 25 à 39 ans. L'ensemble suivant de lignes montre les résultats pour une fenêtre d'âge de plus en plus étroite. Par exemple, la ligne 2 montre les résultats pour une fenêtre « +/-5 ans » (cinq années au-dessus et cinq années en dessous du point de

discontinuité)[18]. Il faut aussi noter que la fenêtre la plus étroite que nous pouvons utiliser avec le modèle spline linéaire est « +/-2 ans », étant donné que nous avons besoin d'au moins deux observations de chaque côté du point pour déterminer des droites de régression distinctes. Ces modèles sont parfaitement ajustés aux données, étant donné qu'il ne subsiste aucun degré de liberté.

De façon générale, les résultats sont très robustes, pour la fenêtre d'âge utilisée dans l'estimation. Par exemple, les résultats plus robustes fondés sur le modèle de différence première (DP-DR) demeurent de l'ordre de -,032 à -,038 pour les différentes spécifications. Les estimations pour les autres résultats varient un peu plus, mais demeurent toujours négatives (et statistiquement significatives dans la plupart des cas).

6.2 Tests de falsification

Nous menons une série « d'expériences de falsification » dans le tableau 3, afin de prouver encore davantage la robustesse de nos conclusions. Étant donné qu'il n'y a pas de discontinuité dans les prestations d'aide sociale au Québec en 1991 ou dans le reste du Canada en 1986 ou 1991, les estimations de la DR pour ces différents échantillons ne devraient pas afficher d'effets significatifs sur l'emploi. Le tableau 3 fait ressortir un contraste net entre le Québec en 1986, où les effets sur l'emploi sont toujours significatifs au niveau de confiance de 95 % (sauf dans un cas, où ils sont significatifs au niveau de confiance de 90 %), et les autres régions ou années, où les effets sur l'emploi sont généralement non significatifs. Le contraste est particulièrement frappant pour les estimations de DP-DR (deuxième panneau du tableau 2), seulement une des 15 estimations pour les autres régions ou années étant significative (au niveau de confiance de 90 %). Les estimations fondées sur l'emploi lors de la semaine du recensement (premier panneau) sont plus erratiques. Elles sont même statistiquement significatives dans certains nombres de cas.

6.3 Vérification de l'absence d'effets de « manipulation »

Comme il est indiqué dans la section 4, il existe une préoccupation concernant nos principaux résultats d'estimation, à savoir que nous créons peut-être un problème de sélectivité d'échantillon en tenant compte uniquement des hommes sans enfants. De façon plus particulière, l'approche de la DR pourrait ne pas être valide si la décision d'avoir des enfants et de vivre avec eux était elle-même influencée par les prestations d'aide sociale. Par exemple, un homme en chômage vivant avec sa femme et ses enfants pourrait décider de quitter sa famille pour vivre seul en atteignant l'âge de 30 ans, parce que cela lui permet de toucher des prestations d'aide sociale beaucoup plus élevées comme « célibataire ». Ce type de « manipulation » fait que la fraction des hommes avec enfants est discontinue autour du point de discontinuité (Lee, 2005; McCrary, 2005).

Le tableau 1 et la figure 1 en annexe montrent toutefois qu'il n'y a pas de preuve de discontinuité à l'âge de 30 ans dans la fraction des hommes avec enfants au Québec en 1986. En fait, l'augmentation de cette fraction entre 29 et 30 ans est essentiellement identique à celle observée

18. Dans le cas des résultats mesurés à la date du recensement (taux d'emploi et heures de travail), le point de discontinuité se situe entre 29 et 30 ans. La fenêtre de « +/-5 ans » comprend les hommes âgés de 25 à 29 ans pour le groupe « inférieur » au point et les hommes âgés de 30 à 34 ans pour le groupe « supérieur » au point. Dans le cas de l'emploi l'année précédente, la fenêtre de « +/-5 ans » comprend les hommes âgés de 26 à 30 ans et de 31 à 35 ans, étant donné que la discontinuité se produit entre 30 et 31 ans. Dans le cas de la différence dans les taux d'emploi, nous avons recours aux hommes âgés de 25 à 35 ans, afin de disposer d'une fenêtre de cinq ans à la fois au-dessus (31 à 35 ans) et en dessous (25 à 29 ans) du groupe des hommes âgés de 30 ans (le groupe critique utilisé pour l'identification).

dans les cas où il n'y a pas de discontinuité dans les prestations d'aide sociale à l'âge de 30 ans (Québec en 1991, reste du Canada en 1986 ou 1991).

McCrary (2005) propose un test formel pour la présence de manipulation dans un plan de la DR. Selon Lee (2005), pour être valide, la densité de la variable déterminant le traitement (l'âge dans ce cas) devrait être continue au point de discontinuité pour le plan de la DR. Compte tenu de la nature discrète de nos données sur l'âge, il est très facile d'appliquer le test de McCrary en exécutant une régression linéaire locale de la fraction des hommes de chaque groupe d'âge en dessous et au-dessus du point de discontinuité[19]. Le test consiste à vérifier si la prédiction de la fraction des hommes devant être âgés de 30 ans est la même pour les deux régressions linéaires locales. L'examen de la fraction ou de la fraction logarithmique des hommes ne montre pas de preuve d'une discontinuité à l'âge de 30 ans. Autrement dit, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle que la densité de l'âge est la même juste en dessous et juste au-dessus du point de discontinuité. Les valeurs *p* sont respectivement de 0,57 et 0,44 pour la fraction et la fraction logarithmique.

6.4 Élargissement du groupe cible

Nous présentons aussi d'autres résultats ci-après pour nos modèles estimés au moyen de données sur tous les hommes, plutôt qu'en imposant comme contrainte les hommes sans enfants. Le fait d'utiliser tous les hommes « résout » le problème de sélection, mais entraîne (peut-être) un effet de traitement estimé plus faible, étant donné que nous ajoutons un groupe de personnes dont on sait qu'elles ne sont pas touchées par les prestations différentes (hommes avec enfants) au principal échantillon d'analyse des hommes sans enfants.

La figure 2 en annexe montre le taux d'emploi (lors de la semaine du recensement) pour *tous* les décrocheurs de secondaire. La figure montre encore une fois une baisse marquée de l'emploi entre 29 et 30 ans au Québec en 1986, mais aucun changement comparable dans les autres régions ou pour les autres années (Québec en 1991 ou reste du Canada en 1986 et 1991). L'exécution du modèle spline linéaire produit un effet d'emploi estimé de -0,030 (erreur-type de 0,008). Comme il fallait s'y attendre, cet effet est plus faible que l'effet correspondant pour les hommes sans enfants seulement (-0,049). En fait, étant donné qu'environ la moitié des hommes autour de 30 ans ont des enfants à charge, l'estimation pour l'échantillon plus large devrait représenter environ la moitié de l'estimation pour l'échantillon plus important, ce qui est conforme à nos conclusions[20].

Il est intéressant de constater l'absence de tendance à la baisse dans le taux d'emploi lorsque tous les décrocheurs sont pris en compte (figure 2 en annexe). Cela confirme notre hypothèse précédente selon laquelle la tendance négative dans le taux d'emploi des décrocheurs du secondaire sans enfants (figures 3 et 4) est le résultat d'une sélection de plus en plus négative (au fur et à mesure que l'âge augmente) dans ce groupe de personnes.

---

19. Comme le montre McCrary (2005), nous estimons les régressions linéaires locales au moyen d'un noyau triangulaire. Nous utilisons aussi une largeur de fenêtre de 5, c.-à-d. les cinq groupes d'âge à la gauche et les cinq groupes d'âge à la droite pour l'estimation de la régression. L'utilisation d'un noyau triangulaire signifie que nous estimons simplement des régressions pondérées, dans lesquelles le coefficient de pondération lié à un groupe d'âge diminue de façon linéaire, passant de 1 au point de discontinuité à 0 lorsque l'on s'éloigne de cinq ans de ce point.

20. Compte tenu des erreurs-types, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle que l'estimation pour l'échantillon plus large, -0,030, correspond à la moitié de l'estimation de l'échantillon plus restreint, -0,049.

Dans Lemieux et Milligan (2004), nous représentons aussi graphiquement les mêmes droites pour tous les hommes, peu importe leur niveau de scolarité ou la présence d'enfants. Étonnamment peut-être, nous notons encore une baisse abrupte du taux d'emploi à l'âge de 30 ans au Québec en 1986, avec une estimation ponctuelle dans le modèle spline linéaire d'environ 1 point de pourcentage (-0,012, erreur-type de 0,006). Cela correspond environ au tiers de l'estimation pour les décrocheurs du secondaire seulement (figure 2 en annexe). Encore une fois, cela est conforme à nos attentes, étant donné que la fraction des décrocheurs du secondaire qui touchent de l'aide sociale est environ trois fois plus élevée que la fraction correspondante pour toutes les personnes (note de bas de page 8).

La robustesse de nos conclusions au choix de l'échantillon et de la méthode d'estimation nous rend très confiants à l'égard de nos résultats selon lesquels des prestations d'aide sociale plus généreuses ont un effet négatif sur l'emploi. Même si cet effet est relativement modeste pour l'ensemble de la population, il est assez substantiel pour le groupe le plus touché par les prestations différentes (décrocheurs du secondaire sans enfants à charge).

6.5 Autres variables de résultat

Le tableau 4 montre les effets estimés pour un éventail d'autres variables de résultat. La première colonne montre les estimations pour le total du revenu sous forme d'aide sociale sur la base de la variable « autres transferts » du recensement. Les résultats font ressortir un effet estimé précisément de l'ordre de 450 $ à 500 $ par année pour les différentes spécifications. La deuxième colonne montre que l'effet sur le total des sommes transférées vient à la fois d'un taux plus élevé de recours à l'aide sociale (colonne 2) et des revenus plus élevés tirés de l'aide sociale, sous réserve de transferts positifs. Ces deux effets sont estimés précisément et sont robustes pour l'ensemble des spécifications.

Ce qui importe davantage, c'est que l'ampleur des effets estimés est conforme aux autres résultats présentés dans le document. Par exemple, nous avons déterminé que les prestations d'aide sociale plus élevées augmentent le taux de recours à l'aide sociale (colonne 2) d'environ 4 points de pourcentage. Cela se situe tout à fait dans la fourchette des effets sur l'emploi (3 à 5 points de pourcentage) documentés dans le tableau 1. Les résultats sont conformes à un modèle simple d'offre de main-d'œuvre, selon lequel tous les travailleurs qui quittent leur emploi par suite de l'augmentation des prestations d'aide sociale finissent pas toucher ce type de prestations.

Les résultats de la colonne 3 montrent que les personnes qui vivent de l'aide sociale connaissent en moyenne une augmentation de 1 200 $ de leur revenu sous forme d'aide sociale lorsqu'elles deviennent admissibles aux prestations plus élevées à l'âge de 30 ans. Cela est de beaucoup inférieur à l'augmentation annuelle d'environ 3 300 $ des prestations qu'une personne vivant de l'aide sociale pendant une année complète connaîtrait en atteignant l'âge de 30 ans[21]. On sait bien, toutefois, que les personnes touchent de l'aide sociale et cessent d'en toucher et qu'elles demeurent des prestataires de l'aide sociale pendant généralement moins d'une année complète. Le recensement ne nous renseigne malheureusement pas sur le nombre de mois de recours à l'aide sociale. Fortin et coll. (2004) montrent toutefois que la durée médiane de l'aide sociale pour les hommes âgés de 25 à 29 ans se situait entre six et neuf mois dans les années 1980 et le début des années 1990. Comme il est mentionné précédemment, les études de validation existantes montrent aussi que les prestations d'aide sociale (bien-être social) sont sous-déclarées selon un facteur

21. La différence dans les prestations mensuelles en 1985 se situe à environ 280 $ dans la figure 1.

d'environ un tiers dans le cadre des enquêtes gouvernementales courantes. La correction du chiffre de 3 300 $ pour tenir compte de la sous-déclaration et du fait que les personnes ne dépendent généralement pas pendant une année complète de l'aide sociale produit un effet attendu se situant plus près de 1 200 $[22].

La figure 6 illustre les résultats de l'aide sociale (transferts totaux) pour les modèles splines linéaires. Il existe une preuve évidente d'une discontinuité autour de l'âge de 30 ans. Il convient de souligner que les transferts au chapitre de l'aide sociale connaissent une tendance à la hausse en fonction de l'âge, en raison du problème de sélection négative dont il a été question précédemment. Par contre, la valeur monétaire totale des prestations d'aide sociale, sous réserve du versement de telles prestations (non indiqué ici), représente une fonction approximative constante de l'âge, sauf pour la discontinuité à l'âge de 30 ans. Cela est conforme aux règlements administratifs sur l'aide sociale qui ne comportent pas de lien entre les prestations et l'âge, sauf pour les prestations moins élevées versées aux personnes âgées de moins de 30 ans.

Le dernier ensemble de colonnes du tableau 3 montrent l'effet des prestations d'aide sociale sur quelques autres résultats. La colonne 4 montre un effet négatif, mais pas statistiquement significatif, des prestations d'aide sociale plus élevées sur le montant des prestations d'assurance-emploi Cela laisse supposer, au mieux, des effets de substitution faibles entre l'aide sociale et l'assurance-emploi.

La colonne 5 montre que des prestations d'aide sociale plus élevées ont généralement un effet négatif sur les gains annuels (y compris les gains nuls). Cela est conforme aux attentes, étant donné que les résultats antérieurs montrent un effet significatif sur l'emploi. Toutefois, l'effet est estimé de façon imprécise et n'est pas statistiquement significatif (sauf dans le modèle quadratique, où il est significatif au niveau de confiance de 90 %). En fait, les erreurs-types sont trop importantes pour qu'il soit possible de faire une distinction entre certaines hypothèses nulles raisonnables. Selon une première hypothèse, les travailleurs touchés par les prestations plus élevées sont représentatifs de tous les travailleurs. Compte tenu de l'effet estimé sur les heures hebdomadaires dans le tableau 1 (1,72 pour le modèle spline linéaire) et de la rémunération horaire moyenne de 11 $, l'effet prévu sur les gains annuels est de 11 $ x 1,72 x 52 = 980 $, soit essentiellement le même que le coefficient estimé dans le tableau 3 (975 $)[23]. Par contre, si les travailleurs touchés à la marge gagnent le salaire minimum (4 $), l'effet attendu sera équivalent à 360 $. Malheureusement, la somme de 980 $ n'est pas statistiquement différente de celle de 360 $, en raison des erreurs-types importantes.

Il existe une autre hypothèse intéressante, à savoir que les travailleurs qui quittent la population active sont ceux qui gagnaient davantage que les prestations plus faibles « versées aux personnes âgées de moins de 30 ans », mais qui gagnent maintenant moins que les prestations plus élevées « destinées aux personnes âgées de plus de 30 ans » et décident de quitter le marché du travail. Ce modèle de participation au programme a pour effet (Ashenfelter, 1983) que la baisse des gains devrait être inférieure de 500 $ environ à l'augmentation des paiements d'aide sociale (colonne 1 du tableau 3). Encore une fois, cette hypothèse ne peut être rejetée en raison de l'imprécision des estimations des gains.

---

22. Selon un calcul sommaire fondé sur les chiffres figurant dans Fortin et coll. (2004), les prestataires de l'aide sociale touchent en moyenne des prestations pendant environ sept mois au cours d'une année civile. 3 300 $ multiplié par 7/12 et 2/3 est égal à 1 283 $, ce qui est très près de l'effet estimé.

23. Le taux horaire moyen est obtenu en divisant les gains moyens (13 924 $) par les heures hebdomadaires moyennes (24,39) multiplié par 52 semaines.

Dans Lemieux et Milligan (2004), nous rendons aussi compte des résultats des « tests de falsification » pour l'ensemble des paiements d'aide sociale au Québec en 1991 et dans le reste du Canada en 1986 et 1991. Comme dans le cas des modèles d'emploi figurant dans le tableau 2, il n'y a généralement pas de discontinuité significative dans les paiements d'aide sociale, sauf au Québec en 1986.

7. *Comparaison des résultats de la discontinuité de la régression et de la différence des différences*

Dans la présente section, nous comparons brièvement les résultats découlant de l'estimateur de discontinuité de régression et les résultats des estimateurs plus traditionnels de la différence des différences. Une comparaison plus détaillée figure dans Lemieux et Milligan (2004). À l'époque de la PRWORA, de nombreux chercheurs ont utilisé des stratégies de la différence des différences pour mesurer l'effet de la réforme de l'aide sociale dans les divers États et pour diverses années. Notre objectif consiste à évaluer l'efficacité de ces méthodes couramment utilisées pour l'estimation des effets de traitement.

L'annulation de la politique des prestations plus faibles en 1989 fait en sorte qu'il est naturel de comparer la période précédent 1989 et celle la suivant. Par ailleurs, nous pouvons utiliser les autres provinces du Canada comme groupe témoin pour les chocs économiques qui ont touché l'ensemble du pays. Nous présentons des tests statistiques comportant des comparaisons avec les deux groupes témoins additionnels, à partir à la fois de moyennes de cellules et de régressions pour construire des inférences. Nous axons notre analyse sur les données du recensement, mais nous nous reportons toujours aux résultats additionnels découlant de l'EPA.

7.1 Résultats selon le recensement

Le tableau 5 rend compte des résultats au chapitre de l'emploi pour la semaine de référence et pour les transferts d'aide sociale positifs l'année précédente (taux de recours). Nous commençons avec le groupe des Québécois âgés de 29 ans au moment du Recensement de 1986. La moyenne pour ce groupe de base figure dans la première ligne du tableau 5. La première comparaison de la « discontinuité » que nous faisons porte sur les Québécois âgés de 30 ans en 1986. Cet estimateur de moyenne de cellule simple (ou estimateur de simple différence) ne sera pas biaisé s'il n'y a pas de tendance dans le profil d'âge pour la variable dépendante. L'effet estimé sur l'emploi est substantiel (-0,052) et fortement significatif (nous abordons l'effet sur le recours à l'aide sociale ci-après).

Pour contrôler cet effet de l'âge, nous utilisons trois stratégies distinctes de la différence des différences. Tout d'abord, des comparaisons peuvent être faites à partir de l'écart entre les personnes âgées de 29 ans et celles âgées de 30 ans dans le reste du Canada en 1986. Si le profil d'âge de la variable dépendante est le même au Québec et dans le reste du Canada, cet estimateur ne sera pas biaisé. L'estimation de la différence des différences figurant dans la troisième ligne du tableau 5 (-0,044) est similaire à l'estimateur de discontinuité simple, ce qui laisse supposer un effet de l'âge faible.

En deuxième lieu, nous pouvons utiliser le Québec en 1991 comme groupe témoin. Ce groupe témoin produira des estimations non biaisées si le profil d'âge de la variable dépendante demeure inchangé au fil du temps. Étant donné qu'en 1991, nous avons assisté au début d'une grave récession, cette hypothèse ne sera pas vérifiée si les participants plus jeunes au marché du travail ont

été affectés différemment par la récession[24]. L'estimation de la différence des différences figurant à la quatrième ligne du tableau 5 est alors substantiellement plus élevée (-0,079) que l'estimateur de discontinuité simple. L'estimateur est plus élevé que les autres parce que l'écart d'âge au chapitre de l'emploi en 1991 était de 2,7 points de pourcentage en faveur des personnes âgés de 30 ans, comparativement à 5,2 points de pourcentage dans l'autre sens en 1986. Cela laisse supposer que la récession de 1991 a eu un effet différent sur les jeunes hommes et sur les jeunes plus âgés. Si ce choc majeur a eu une influence sur l'écart au chapitre de l'emploi entre les personnes âgées de 29 et celles âgées de 30 ans au Québec, l'estimateur de la différence des différences en résultant pourrait être biaisé.

En troisième lieu, nous pouvons comparer les Québécois âgés de 29 ans en 1986 à ceux âgés de 29 ans en 1991, puis comparer le résultat à la même différence dans le reste du Canada. Pour que cet estimateur ne soit pas biaisé, il faut partir de l'hypothèse que la récession de 1991 a eu le même effet sur le comportement des résidents du Québec que sur celui des résidents des autres provinces. Dans ce cas, l'estimation de la différence des différences est positive (0,01), mais non significative. Pourquoi cette estimation est-elle si différente des autres? Pour que l'estimateur ne soit pas biaisé, il faut que la récession de 1991 ait le même effet sur l'emploi au Québec et dans le reste du Canada. Hoynes (2000) et Black et coll. (2003) fournissent la preuve que la conjoncture économique locale a des répercussions sur les dépenses au chapitre de l'aide sociale. Si la situation au Québec est différente de celle dans le reste du Canada, l'utilisation du reste du Canada comme groupe témoin peut constituer un mauvais choix.

Les trois stratégies distinctes de la différence des différences aboutissent à un autre estimateur qui combine tous les groupes témoins dans un estimateur de triple différence. L'écart différent en 1986 entre les personnes âgées de 29 ans et celles âgées de 30 ans au Québec et dans le reste du Canada fait l'objet d'une comparaison avec la même différence pour le Recensement de 1991. L'estimateur n'est pas biaisé, à condition que le profil d'âge de la variable dépendante ne diffère pas entre 1986 et 1991 au Québec et dans le reste du Canada. Cette stratégie de la triple différence produit un effet estimé de -0,079 sur l'emploi. Nous montrons en outre, au bas du tableau 5, une autre version de l'estimateur de triple différence, dans laquelle les microdonnées servent à contrôler des covariables additionnelles : des variables fictives pour les années de scolarité terminées, des variables fictives pour la langue maternelle (français, anglais et autres), une variable fictive correspondant au fait de vivre dans une région urbaine, et une variable fictive correspondant au fait d'être né à l'extérieur du Canada[25]. Cette version de la régression du modèle de triple différence produit une estimation très similaire (-0,074) au modèle fondé sur des moyennes de cellule seulement.

Nous présentons ensuite les résultats lorsqu'est présent un revenu provenant de transfert utilisé comme variable dépendante de la deuxième colonne du tableau 5. L'estimateur moyen de la cellule de discontinuité laisse supposer un effet de 0,058. Toutefois, il est clair dans la figure 6 que les

---

24. Des facteurs autres que les chocs globaux (comme celui de la récession de 1991) peuvent aussi rendre contestable le choix du groupe témoin. Par exemple, du fait des changements séculaires qui touchent le niveau de scolarité, il se peut que les décrocheurs du secondaire en 1991 ne soient pas comparables du point de vue de leurs capacités à ceux de 1986. Contrairement à l'approche de la différence des différences, l'approche de la DR est robuste à ce type de changement.

25. La variable de traitement dans le modèle de régression est une variable fictive pour les hommes âgés de 30 ans au Québec en 1986. Cet effet est estimé en contrôlant les covariables mentionnées dans le texte ainsi que les effets de l'âge, de la province, de l'année et les interactions bivariées entre ces trois variables fictives. Voir Lemieux et Milligan (2004) pour plus de détails.

paiements de transfert connaissent une tendance à la hausse avec l'âge, ce qui fait que la comparaison des personnes âgées de 29 ans et de celle âgées de 32 ans peut être biaisée à la hausse. Les deux estimateurs suivants tiennent compte de la tendance à la hausse liée à l'âge et utilisent le reste du Canada et les Québécois en 1991 comme groupes témoins, respectivement. L'effet estimé dans ce cas est plus faible (0,039 et 0,040). Ces estimations sont néanmoins importantes économiquement, représentant 21 % de la moyenne pour cette variable. Comme dans le cas du taux d'emploi, toutefois, la troisième estimation de la différence des différences est du mauvais signe et n'est pas statistiquement significative. Il s'agit de l'estimateur pour lequel les Québécois âgés de 29 ans en 1986 sont comparés à ceux âgés de 29 ans en 1991, le résultat étant comparé à la même différence dans le reste du Canada, sans contrôle pour le même marché du travail.

Dans les conclusions figurant dans Lemieux et Milligan (2004), nous utilisons l'EPA pour compléter les résultats à partir des données du recensement. Étant donné que le recensement comporte un décalage de cinq ans entre les points de données, nous ne pouvons pas, à partir de ces données, comparer les résultats juste avant et juste après la modification de la politique. À partir de l'EPA, nous pouvons définir une fenêtre de 36 mois de chaque côté, comme base d'estimation. À partir de l'EPA, nous obtenons des résultats similaires aux estimations de la DR des sections 4 et 5 : l'estimateur de triple différence de l'EPA produit une estimation de l'emploi de -0,050 (erreur-type de 0,016).

En résumé, l'analyse des résultats de la différence des différences dans la présente section a permis de démontrer que des groupes témoins additionnels n'améliorent pas nécessairement l'estimateur de discontinuité de la régression. De façon plus particulière, sans groupe témoin appartenant au même marché du travail que le groupe de traitement, les estimations de la différence des différences peuvent diverger considérablement des estimations de discontinuité de régression.

8. *Conclusions*

À partir d'un épisode unique au chapitre des politiques, à savoir le versement de prestations d'aide sociale plus faibles aux personnes âgées de moins de 30 ans au Québec, nous avons étudié les effets d'un programme de transfert sur les résultats sur le marché du travail. Notre principale conclusion est que des prestations d'aide sociale plus généreuses entraînent une réduction substantielle de la probabilité d'emploi des hommes moins scolarisés sans enfants à charge. Le taux d'emploi pour ce groupe d'hommes diminue de 3 à 5 points de pourcentage en présence de prestations plus élevées. Même si ces effets sont estimés précisément, il faut faire preuve de prudence pour l'interprétation de leur ampleur économique. Après tout, une réaction équivalant à 3 à 5 points de pourcentage en réponse à une augmentation de 175 % des prestations correspond à des effets sur le comportement relativement modestes.

Ce qui est peut-être plus étonnant, c'est le fait que des prestations plus élevées réduisent aussi le taux d'emploi de *tous* les hommes d'environ 1 point de pourcentage. Dans une perspective plus large, cela laisse supposer que les effets dissuasifs des programmes sociaux sur les travailleurs peuvent expliquer une partie, mais certainement pas la totalité, de la différence des taux d'emploi entre les pays de l'OCDE. Nous avons en outre déterminé que, comme il fallait s'y attendre, le taux de recours à l'aide sociale augmente lorsque les prestations augmentent, et nous avons trouvé quelques preuves « imprécises » que des prestations plus élevées d'aide sociale se substituent à une diminution des gains.

Ces conclusions sont limitées pour plusieurs raisons. Plus précisément, tous nos effets sont déterminés pour les hommes âgés de 29 et 30 ans seulement. Plus généralement, tout ce que nous pouvons déceler ici, c'est un « effet de traitement sur les groupes exposés au traitement » qui peut ne pas pouvoir être généralisé aux autres groupes. Par ailleurs, nos résultats pour les hommes célibataires aptes à l'emploi ne sont peut-être pas pertinents pour des programmes similaires dans des pays comme les États-Unis, où ce groupe n'est pas admissible aux prestations d'aide sociale.

Nous arrivons aussi à plusieurs conclusions méthodologiques intéressantes. Nous avons déterminé que l'approche de la DR donne des résultats sensés qui ne réagissent pas beaucoup à un contrôle très souple ou à une spécification linéaire seulement. Nous avons aussi déterminé que le fait de tirer parti de la nature longitudinale du recensement (méthode DP-DR) améliore les inférences. Enfin, nous concluons que les estimateurs de la différence des différences réagissent davantage aux questions de spécification que les estimations de la DR. Même si l'approche de la différence des différences fonctionne bien lorsque nous utilisons un groupe témoin appartenant au même marché du travail, elle fonctionne moins bien lorsque nous utilisons d'autres régions pour tenir compte des tendances économiques communes.

Tableau 1 en annexe Taille de la cellule et composition de l'échantillon dans le Recensement de 1986, hommes

	Tous les hommes au Québec en 1986		Tous les décrocheurs du secondaire au Québec en 1986		Taille de la cellule pour les décrocheurs du secondaire sans enfants			
					Québec		Reste du Canada	
Âge	Taille de la cellule	Fraction des décrocheurs du secondaire	Taille de la cellule	Fraction avec enfants	1986	1991	1986	1991
20	10 945	0,274	3 004	0,027	2 923	2 471	10 203	8 553
21	11 939	0,268	3 202	0,046	3 055	2 206	9 890	7 303
22	11 908	0,275	3 272	0,072	3 037	1 933	9 362	6 299
23	11 838	0,279	3 299	0,118	2 909	1 764	8 736	5 990
24	11 701	0,284	3 318	0,169	2 757	1 733	8 118	5 664
25	12 006	0,297	3 564	0,234	2 730	1 833	7 557	5 677
26	11 841	0,307	3 634	0,323	2 461	1 778	6 594	5 719
27	11 594	0,315	3 650	0,381	2 258	1 797	5 770	5 384
28	11 812	0,311	3 672	0,452	2 013	1 758	5 186	5 294
29	11 939	0,310	3 696	0,497	1 859	1 676	4 506	4 939
30	11 593	0,305	3 537	0,534	1 647	1 637	3 912	4 784
31	11 253	0,299	3 364	0,566	1 461	1 579	3 722	4 219
32	11 156	0,289	3 219	0,590	1 319	1 506	3 241	3 959
33	10 549	0,279	2 943	0,614	1 135	1 425	2 872	3 741
34	10 806	0,271	2 930	0,640	1 056	1 367	2 551	3 406
35	10 451	0,268	2 796	0,652	972	1 236	2 499	3 275
36	10 438	0,270	2 823	0,656	970	1 195	2 384	3 036
37	10 331	0,271	2 804	0,682	893	1 150	2 232	2 761
38	10 260	0,283	2 908	0,706	856	1 013	2 371	2 504
39	10 327	0,295	3 046	0,711	881	1 012	2 382	2 477

Nota : Ces statistiques descriptives sont fondées sur l'échantillon de 20 % des répondants du recensement du Canada.
Source : Recensements du Canada de 1986 et 1991, Statistique Canada.

Tableau 1 Estimations de discontinuité de la régression de l'effet des prestations d'aide sociale plus élevées sur l'offre de main-d'œuvre au Québec, 1986

Variable dépendante	Taux d'emploi de la dernière année	Taux d'emploi au moment du recensement	Variation du taux d'emploi	Heures hebdomadaires
Moyenne de la variable dépendante	0,562	0,618	0,056	24,39
Estimations de discontinuité de la régression				
Linéaire	-0,045***	-0,041***	-0,029**	-1,45**
Spécification pour l'âge	(0,012)	(0,012)	(0,011)	(0,54)
Quadratique	-0,048***	-0,051***	-0,031**	-1,75**
Spécification pour l'âge	(0,013)	(0,012)	(0,012)	(0,61)
Cubique	-0,043**	-0,048***	-0,030**	-1,47*
Spécification pour l'âge	(0,018)	(0,014)	(0,013)	(0,70)
Spline linéaire	-0,047***	-0,049***	-0,032**	-1,72***
Spécification pour l'âge	(0,013)	(0,011)	(0,013)	(0,55)
Spline quadratique	-0,038	-0,056**	-0,035*	-1,66
Spécification pour l'âge	(0,024)	(0,018)	(0,016)	(0,94)
Statistique de qualité de l'ajustement (valeur p)				
Linéaire	0,48	0,52	0,91	0,48
Spline linéaire	0,47	0,72	0,85	0,00

* Niveau de signification statistique de 10 %
** Niveau de signification statistique de 5 %
*** Niveau de signification statistique de 1 %
Source : Recensement du Canada de 1986, Statistique Canada.

Tableau 2 Estimations de discontinuité de la régression splines linéaires selon différentes fenêtres d'âge au Québec, 1986

Largeur de la fenêtre	Taux d'emploi l'an dernier	Taux d'emploi au moment du recensement	Variation du taux d'emploi	Heures hebdomadaires
Toutes les personnes âgées de 25 à 39 ans	-0,047*** (0,013)	-0,049*** (0,011)	-0,032** (0,013)	-1,72*** (0,55)
+/- 5 ans	-0,056*** (0,014)	-0,046** (0,014)	-0,037** (0,015)	-1,49** (0,66)
+/- 4 ans	-0,042** (0,013)	-0,057** (0,015)	-0,038** (0,010)	-2,09** (0,62)
+/- 3 ans	-0,050* (0,014)	-0,039** (0,006)	-0,034* (0,012)	-1,37* (0,34)
+/- 2 ans	-0,033 ...	-0,045 ...	-0,032 ...	-1,60 ...

* Niveau de signification statistique de 10 %
** Niveau de signification statistique de 5 %
*** Niveau de signification statistique de 1 %
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Recensement du Canada de 1986, Statistique Canada.

Tableau 3 Test de falsification : comparaison de la réaction au chapitre de l'offre de main-d'œuvre au Québec et dans le reste du Canada en 1986 et 1991

Spécification pour l'âge	Québec 1986	Reste du Canada 1986	Québec 1991	Reste du Canada 1991
Estimations de discontinuité de la régression : Taux d'emploi lors de la semaine du recensement				
Linéaire	-0,041*** (0,012)	-0,013** (0,006)	0,041* (0,022)	0,005 (0,011)
Quadratique	-0,051*** (0,012)	-0,013* (0,007)	0,012 (0,023)	-0,017*** (0,006)
Cubique	-0,048*** (0,014)	-0,009 (0,007)	0,037** (0,015)	-0,016** (0,007)
Spline linéaire	-0,049*** (0,011)	-0,014* (0,006)	0,010 (0,017)	-0,010 (0,007)
Spline quadratique	-0,056** (0,018)	-0,007 (0,010)	0,042* (0,022)	-0,007 (0,007)
Estimations de discontinuité de la régression : Variation du taux d'emploi				
Linéaire	-0,029** (0,011)	-0,009 (0,007)	0,022* (0,011)	-0,007 (0,006)
Quadratique	-0,031** (0,012)	-0,006 (0,007)	0,022 (0,013)	-0,005 (0,006)
Cubique	-0,030** (0,013)	-0,004 (0,006)	0,020 (0,014)	-0,002 (0,006)
Spline linéaire	-0,032** (0,013)	-0,004 (0,008)	0,021 (0,014)	-0,003 (0,006)
Spline quadratique	-0,035* (0,016)	0,001 (0,009)	0,012 (0,016)	-0,005 (0,008)

* Niveau de signification statistique de 10 %
** Niveau de signification statistique de 5 %
*** Niveau de signification statistique de 1 %
Source : Recensements du Canada de 1986 et 1991, Statistique Canada.

Tableau 4 Estimations de discontinuité de la régression de l'effet des prestations d'aide sociale plus élevées sur d'autres résultats au Québec, 1986

Variable dépendante	Transferts (1 000 $)	Fraction dont les transferts sont > 0	Transferts conditionnel aux transferts > 0	Assurance-emploi (1 000 $)	Gains (1 000 $)
Moyenne de la variable dépendante	1,065	0,212	4,885	1,126	13,924
Estimations de discontinuité de la régression					
Linéaire	0,477***	0,041***	1,248***	-0,106	-0,921
Spécification pour l'âge	(0,086)	(0,012)	(0,232)	(0,065)	(0,595)
Quadratique	0,477***	0,041***	1,135***	-0,120	-1,059*
Spécification pour l'âge	(0,089)	(0,012)	(0,233)	(0,072)	(0,575)
Cubique	0,496***	0,042**	1,273***	-0,085	-0,461
Spécification pour l'âge	(0,137)	(0,018)	(0,320)	(0,098)	(0,792)
Spline linéaire	0,481***	0,041***	1,165***	-0,121	-0,975
Spécification pour l'âge	(0,088)	(0,012)	(0,218)	(0,068)	(0,587)
Spline quadratique	0,445**	0,033	1,169**	-0,074	0,202
Spécification pour l'âge	(0,166)	(0,022)	(0,423)	(0,130)	(0,913)

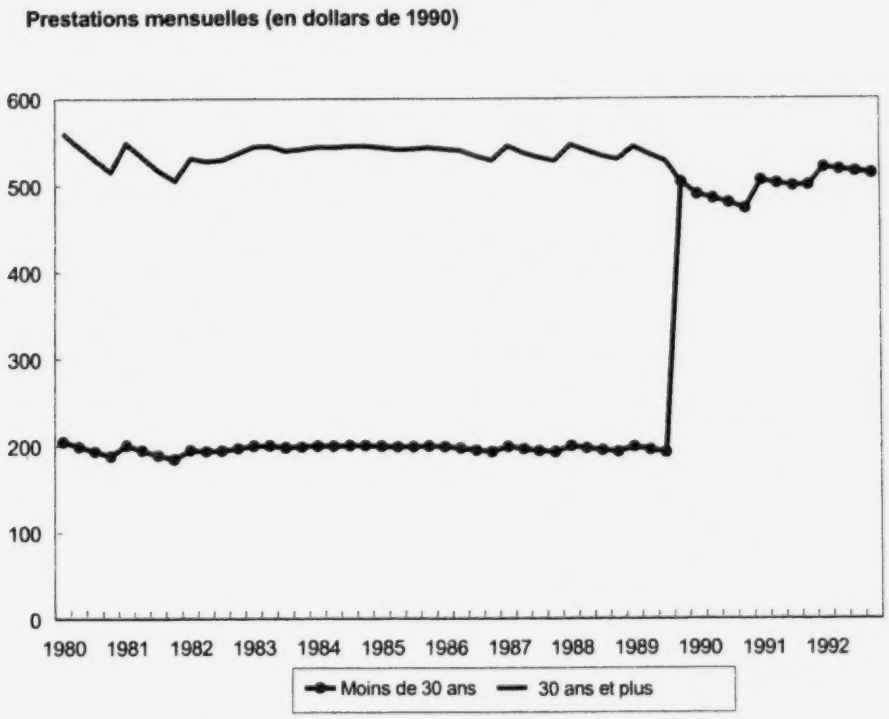
* Niveau de signification statistique de 10 %
** Niveau de signification statistique de 5 %
*** Niveau de signification statistique de 1 %
Source : Recensement du Canada de 1986, Statistique Canada.

Tableau 5 Moyennes de cellule et résultats de la régression à partir des données du recensement

	Échantillon/Spécification	Observation	Population occupée	Observation	Transferts positifs
Moyenne de la variable dépendante	Québec, 29 ans, 1986	1 859	0,661	1 859	0,190
Estimateur des moyennes de cellule	Discontinuité Québec, 1986 : 30 ans par rapport à 29 ans	3 506	-0,052***	3 178	0,058***
		...	(0,016)	...	(0,015)
	Différence-Différence 1986 : 29 et 30 ans par rapport à Québec – Reste du Canada	11 924	-0,044**	10 925	0,039**
		...	(0,019)	...	(0,016)
	Différence-différence Québec : 29 et 30 ans par rapport à 1986–1991	6 819	-0,079***	6 360	0,040**
		...	(0,023)	...	(0,020)
	Différence-différence 29 ans : 1986–1991 par rapport à Québec – Reste du Canada	12 908	0,010	12 908	-0,019
		...	(0,018)	...	(0,015)
	Différence-différence-différence	24 960	-0,079***	23 005	0,045**
		...	(0,026)	...	(0,023)
Estimateur de régression	Différence-différence-différence	24 960	-0,074***	23 005	0,034
		...	(0,026)	...	(0,023)

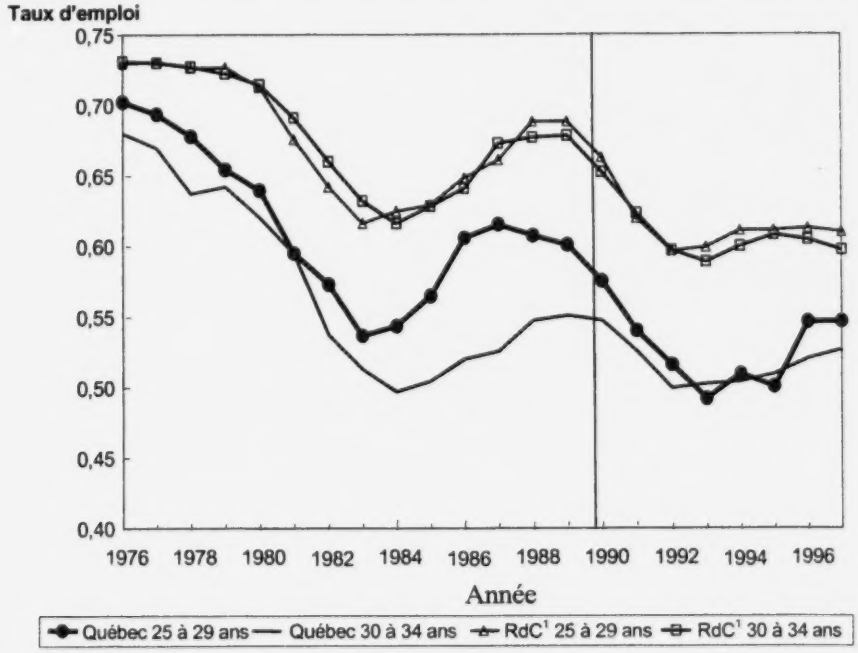
* Niveau de signification statistique de 10 %
** Niveau de signification statistique de 5 %
*** Niveau de signification statistique de 1 %
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Recensement du Canada de 1986, Statistique.

Figure 1 Prestations d'aide sociale, personne seule



Source : Enquête sur la population active, Statistique Canada.

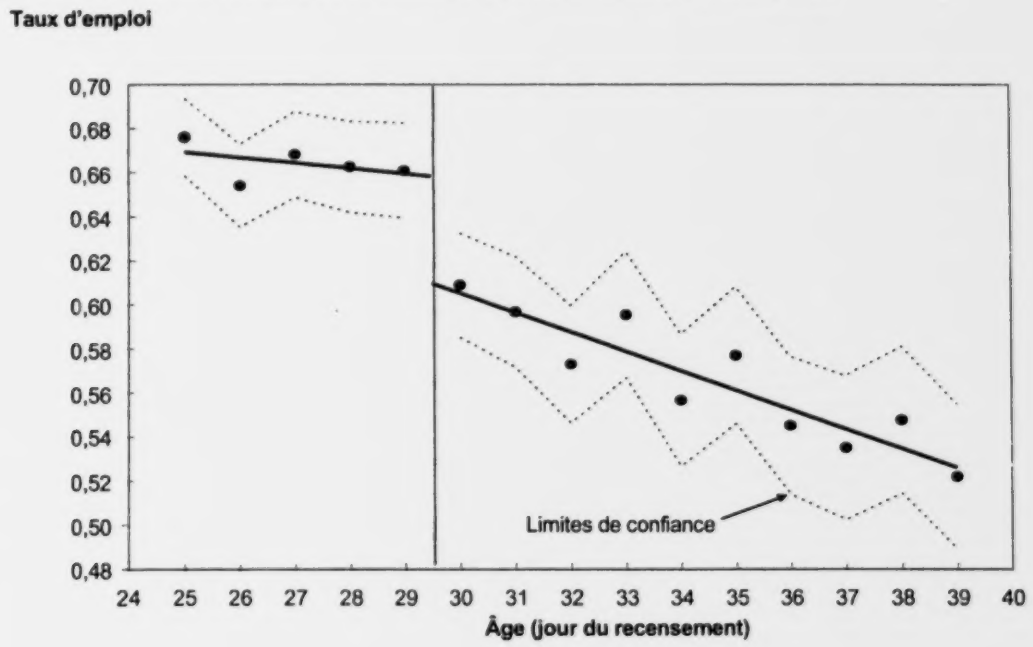
Figure 2 Taux d'emploi selon l'Enquête sur la population active



1. Reste du Canada

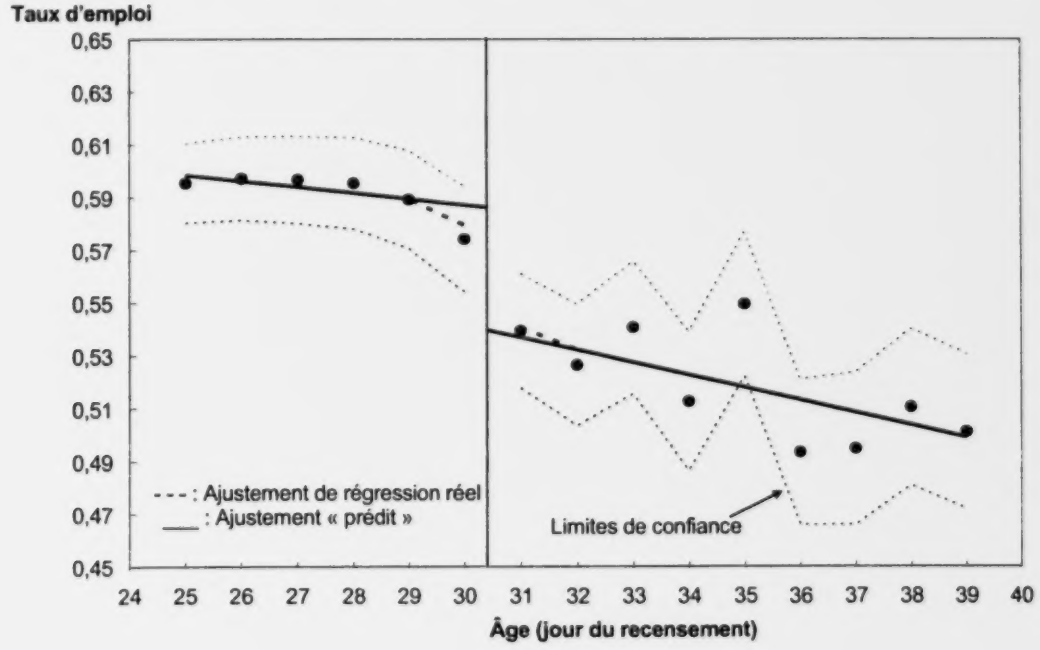
Source : Enquête sur la population active, Statistique Canada.

Figure 3 Taux d'emploi lors de la semaine du recensement, Québec, 1986



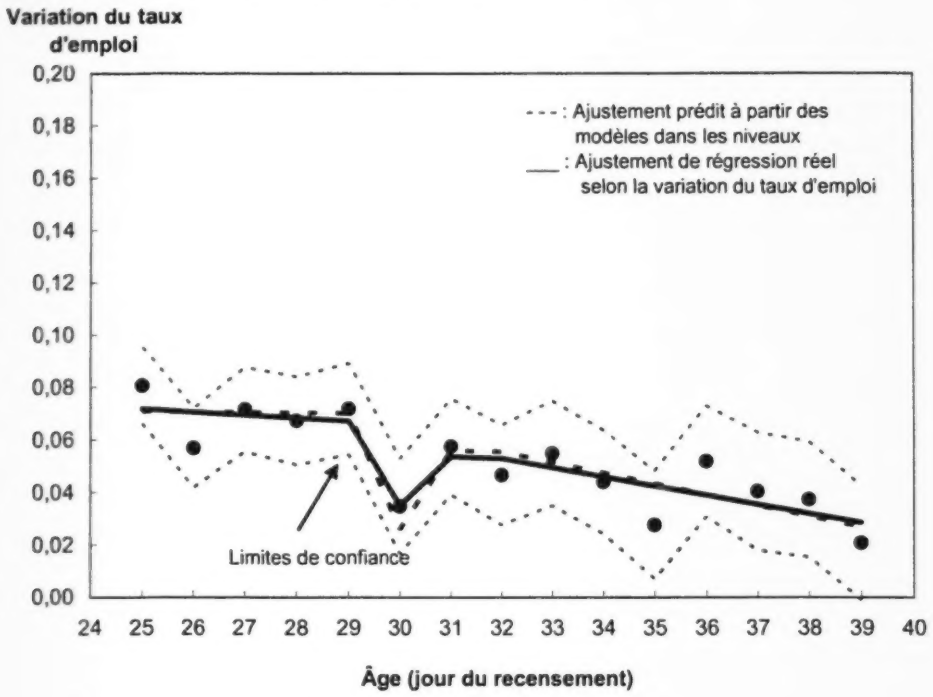
Source : Recensement du Canada de 1986, Statistique Canada.

Figure 4 Taux d'emploi l'année précédente, Québec 1986



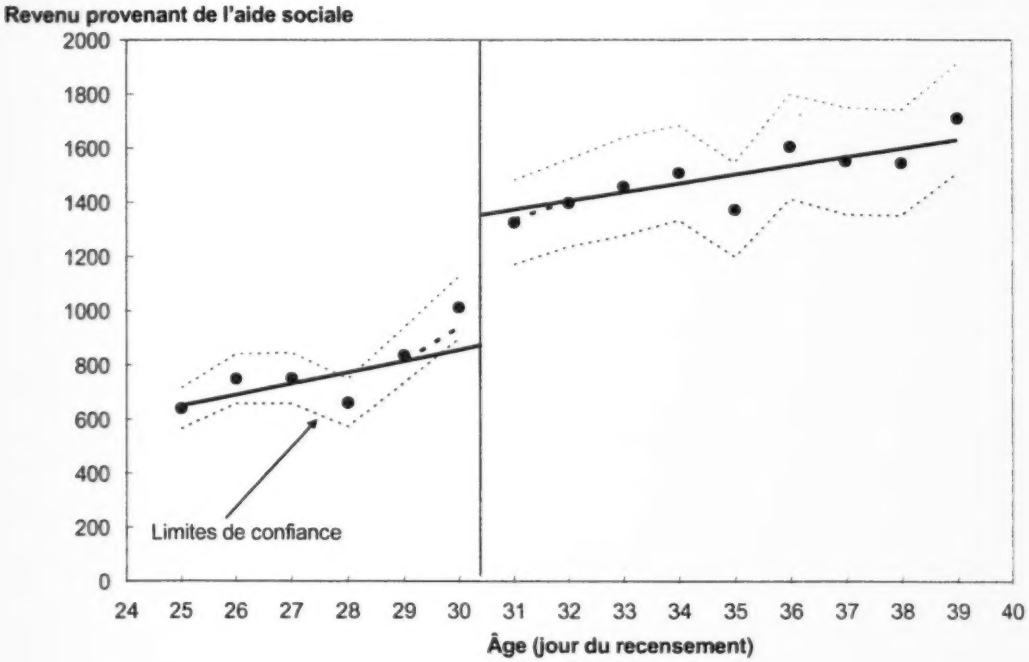
Source : Recensement du Canada de 1986, Statistique Canada.

Figure 5 Variation du taux d'emploi, Québec, 1986



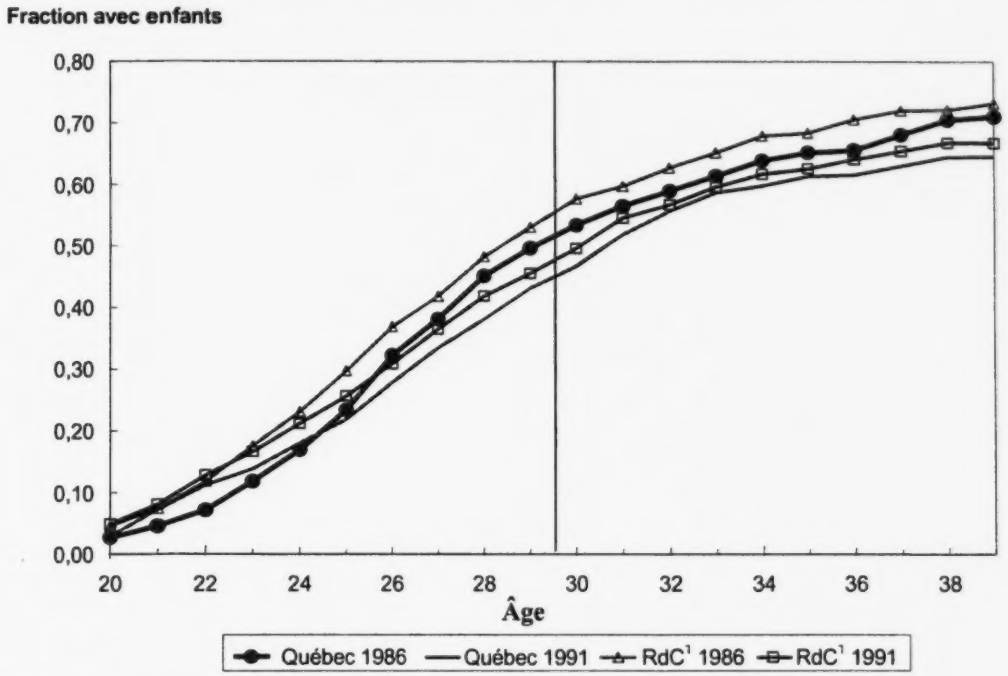
Source : Recensement du Canada de 1986, Statistique Canada.

Figure 6 Revenu provenant de l'aide sociale, Québec 1986



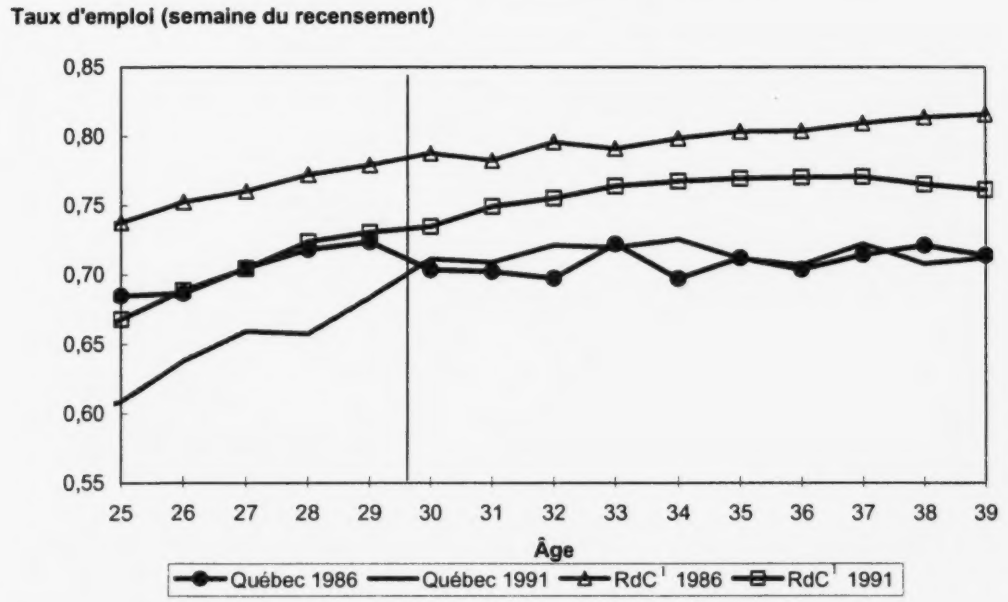
Source : Recensement du Canada de 1986, Statistique Canada.

Figure 1 en annexe Fraction des décrocheurs du secondaire avec enfants



1. Reste du Canada
Source : Recensements du Canada de 1986 et 1991, Statistique Canada.

Figure 2 en annexe Taux d'emploi de tous les décrocheurs du secondaire



1. Reste du Canada
Source : Recensements du Canada de 1986 et 1991, Statistique Canada.

Bibliographie

Ashenfelter, Orley. 1983. « Determining Participation in Income-Tested Social Programs ». *Journal of the American Statistical Association*. 78, 383 : 517–525.

Baker, Michael, A. Abigail Payne et Michael Smart. 1999. « An empirical study of matching grants: the 'cap on CAP' ». *Journal of Public Economics*. 72, 2 : 269–288.

Barrett, Garry F. et Michael I. Cragg. 1998. « An untold story: The characteristics of welfare use in British Columbia ». *Revue canadienne d'économique*. 31, 1 : 165–188.

Black, Dan A., Terra G., McKinnish et Seth G. Sanders. 2003. « Does the availability of high-wage jobs for low-skilled men affect welfare expenditures? Evidence from shocks to the steel and coal industries ». *Journal of Public Economics*. 87, 9 : 1921–1942.

Black, Sandra E. 1999. « Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education ». *Quarterly Journal of Economics*. 114, 2 : 577–599.

Blanchard, Olivier. 2004. « The economic future of Europe ». *Journal of Economic Perspectives*. 18, 4 : 3–26.

Blank, Rebecca M. 2002. « Evaluating welfare reform in the United States ». *Journal of Economic Literature*. 40, 4 : 1105–1166.

Card, David et David S. Lee. 2005. « Regression discontinuity Inference with Specification Error ». *Journal of Econometrics*. À venir.

Dooley, Martin D. 1999. « The evolution of welfare participation among Canadian lone mothers, 1973-1991 ». *Revue canadienne d'économique*. 32, 3 : 589–612.

Dooley, Martin D., Stephane Gascon, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan. 2000. « Lone female headship and welfare policy in Canada ». *The Journal of Human Resources*. 35, 3 : 587–602.

Ford, Reuben, David Gyarmati, Kelly Foley et Doug Tattrie. 2003. « Les incitations au travail peuvent-elles s'autofinancer? Rapport final du Projet d'autosuffisance à l'intention des requérantes de l'aide sociale ». Ottawa : Société de recherche sociale appliquée.

Fortin, Bernard, Guy Lacroix et Simon Drolet. 2004. « Welfare benefits and the duration of welfare spells: evidence from a natural experiment in Canada ». *Journal of Public Economics*. 88, 7-8 : 1495–1520.

Green, David A. et William P. Warburton. 2004. « Tightening a welfare system: the effects of benefit denial on future welfare receipt ». *Journal of Public Economics*. 88, 7-8 : 1471–1493.

Hahn, Jinyong, Petra Todd et Wilbert van der Klaauw. 2001. « Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design ». *Econometrica*. 69, 1 : 201–209.

Harvey, Carol, Michael J. Camasso et Radha Jagannathan. 2000. « Evaluating welfare reform waivers under Section 1115 ». *Journal of Economic Perspectives*. 14, 4 : 165–188.

Hoynes, Hilary W. 2000. « Local labor markets and welfare spells: Do demand conditions matter? » *Review of Economics and Statistics*. 82, 3 : 351–368.

Institut de la Statistique du Québec. 2004. *Adultes actifs au programme d'assistance-emploi selon la scolarité, Québec*. Avril.

Kapsalis, Constantine et Robert McKenzie. 2001. « Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR ». Série de documents de recherche des études analytiques, no 11F0019MIF2001166 au catalogue. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Lee, David. 2005. « Randomized Experiments from Non-random Selection in U.S. House Elections ». *Journal of Econometrics*. À venir.

Lemieux, Thomas et Kevin Milligan. 2004. « Incentive effects of social assistance: A regression discontinuity approach ». Document de travail n° 10541 du NBER. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

McCrary, Justin. 2005. « Testing for Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design ». *Journal of Econometrics*. À venir.

Milligan, Kevin. 2005. « Subsidizing the stork: new evidence on tax incentives and fertility ». *The Review of Economics and Statistics*. 87, 3 : 539-555.

Mincer, Jacob. 1974. « Schooling, Experience and Earnings ». New York : Columbia University Press.

Moffitt, Robert. 2002. « Welfare programs and labor supply ». Dans *Handbook of Public Economics, Vol. 4*. A. Auerbach et M. Feldstein (rév.). North Holland Publishing Co.

Moffitt, Robert. 2003. « The Temporary Assistance for Needy Families Program ». Dans *Means-tested Transfer Programs in the United States*. Robert A. Moffitt (rév.). Chicago : University of Chicago Press.

Murphy, Kevin M. et Finis Welch. 1990. « Empirical Age-Earnings Profiles ». *Journal of Labor Economics*. 8, 2: 202–229.

van der Klaauw, Wilbert. 2002. « Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A Regression-Discontinuity Approach ». *International Economic Review*. 43, 4 : 1249–1287.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* ***par Lars Osberg (Avril 1986)***

N° 2 *Chômage et formation* ***par Garnett Picot (1987)***

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* ***par Michael C. Wolfson (Août 1987)***

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* ***par Garnett Picot (Hiver 1986)***

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)***

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* ***par Michael C. Wolfson (Mars 1990)***

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* ***par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)***

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* ***par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)***

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* ***par John Myles (Automne 1987)***

N° 10 *La montée des conglomérats* ***par Jorge Niosi (1987)***

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* ***par K.E. Hamilton (1988)***

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* ***par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)***

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* ***par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)***

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* ***par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)***

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* ***par Réjean Lachapelle (1988)***

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* ***par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)***

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* ***par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)***

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* ***par Ray D. Bollman (Septembre 1988)***

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* ***par Geoff Rowe (Juillet 1988)***

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* ***par John S. Crysdale (Janvier 1989)***

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* ***par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)***

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)***

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)***

- A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
- F. *n/a*
- G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* ***par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)***

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)***

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* ***par Ted Wannell (1989)***

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* ***par Douglas F. Trant (1989)***

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* ***par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)***

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)***

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* ***par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)***

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* ***par Theodore M. Horbulyk (1990)***

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* ***par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)***

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* ***par Paul K. Gorecki (1990)***

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* ***par Michael C. Wolfson (1991)***

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* ***par René Morissette (1991)***

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)***

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* ***par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)***

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* ***par John S. Crysdale (1993)***

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* ***par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)***

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)***

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* ***par M. Corak (Janvier 1994)***

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* ***par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)***

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* ***parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)***

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* ***par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)***

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* ***par Michael C. Wolfson (Mai 1995)***

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* ***par Michael C. Wolfson (Juin 1995)***

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* ***par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)***

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* ***par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)***

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)***

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)***

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)***

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* ***par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)***

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* ***par John R. Baldwin (Février 1995)***

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* ***par Lars Osberg (Avril 1995)***

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)***

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* ***par Frank Jones (Juin 1995)***

N^O 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* ***par René Morissette (Juillet 1995)***

N^O 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* ***par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)***

N^O 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* ***par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)***

N^O 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)***

N^O 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)***

N^O 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)***

N^O 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)***

N^O 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (Novembre 1995)***

N^O 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* ***par John R. Baldwin (Octobre 1996)***

N^O 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)***

N^O 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)***

N^O 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* ***par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)***

N^O 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)***

N^O 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* ***par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)***

N^O 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* ***par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)***

N^O 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* ***par Andrew Heisz (Novembre 1996)***

N^O 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)***

N^O 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* ***par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)***

N^O 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)***

N° 99 Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie, **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens? **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90 **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993 **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu? **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996 **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 Explication du relèvement de la prime liée à l'âge **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991 **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, **par Garnett Picot (Juillet 1998)**

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)**

N° 118 *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger* ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 *L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis* ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 *Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie? Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie* ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N° 121 *Un portrait des entrées et des sorties* ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N° 122 *Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle* ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N° 123 *L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises* ***(John Baldwin)***

N° 124 *Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis* ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N° 125 *L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations* ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 126 *Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment?* ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N° 127 *Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques* ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N° 128 *Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises* ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N° 129 *Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990* ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N° 130 *Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux* ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N° 131 *L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés* ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N° 132 *Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce?* ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N° 133 *L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada* ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N° 134 *Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N° 135 *Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents* ***par Miles Corak (Juin 9 1999)***

N° 136 *Annuler*

N° 137 *Innovation, formation et réussite* ***par John Baldwin (Octobre 1999)***

N°138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada ***par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)***

N°139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada ***par Aileen J. Thompson (avril 2000)***

N°140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? ***par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)***

N°141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, ***Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)***

N°142 *Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel,* ***par Ross Finnie (Août 2000)***

N°143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises ***par Guy Gellatly (Décembre 1999)***

N°144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus ***par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)***

N°145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? ***par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)***

N°146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? ***par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)***

N°147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés ***par John Myles (Le 6 mars 2000)***

N°148 Le marché du travail des années 1990 ***par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)***

N°149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes ***par Zhengxi Lin (Août 2001)***

N°150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada ***par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)***

N°151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada ***par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)***

N°152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir ***par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)***

N°153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, ***par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)***

N°154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, ***par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)***

N°155 Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990 ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N°156 Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens, ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N°157 L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada, ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N°158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N°159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N°160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N°161 Annulé

N°162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N°163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N°164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N°165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N°166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N°167 Annuler

N°168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N°169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N°171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N°172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (24 janvier 2003)***

N°173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N°174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N°175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N°176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N°177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N°179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N°180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N°181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(23 octobre 2002)*

N°182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* ***par Abdurrahman Aydemir*** *(23octobre 2002)*

N°183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N°184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N°185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N°186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N°187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N°188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N° 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N° 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N° 192 *La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90,* ***Marc Frenette, Garnett Picot*** *(26 mars 2003)*

N° 193 *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication,* ***John Baldwin, Wulong Gu (02 avril 2003)***

N° 194 *Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998)* ***Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)***

N° 195 *La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome?* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 196 Minorités, capacités cognitives et revenus des Canadiens, ***Ross Finnie et Ronald Meng (24 janvier 2003)***

N°197 Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada, ***Xuelin Zhang (17 novembre 2003)***

N° 198 La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada, ***Garnett Picot et Feng Hou (19 juin 2003)***

N° 199 Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada, ***par René Morissette et Julio Miguel Rosa (le 17 mars 2003)***

N° 200 Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique, ***par Andrew Heisz (26 septembre 2003)***

N°201 Accès au college et à l'université: Est-ce-que la distance importe?, ***par Marc Frenette (Juin 2003)***

N° 202 Comprendre l'échec : Mortalité organisationnelle et approche fondée sur les ressources, ***S.Thornhill et R.Amit (08 août 2003)***

N° 203 Les effets des cycles économiques sur l'assimilation des immigrants sur le marché du travail ***par Abdurrahman Aydemir (31 juillet 2003)***

N° 204 Enclaves de minorities visibles dans les quartiers et resultants sur le marché du travail des immigrants, ***par Garnett Picot et Feng Hou (9 juillet 2003)***

N° 205 L'évolution des obstacles aux échanges et les entreprises canadiennes : survie et disparition après l'Accord de libre-échange entre le Canada et les Etats-Unis, ***par Jen Baggs (28 avril 2004)***

N° 206 Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto, ***par John Myles et Feng Hou (30 juillet 2003)***

N° 207 Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi, ***par Nathan Grawe (05 août 2003).***

N° 208 Les anticipations concernant l'investissement sont-elles rationnelles? ***par Chetan Dave (17 décembre 2004)***

N° 209 Les heures de travail au Canada et aux Etats-Unis, ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (septembre 2003)***

N° 210 Revenu Familial et Participation aux Études Postsecondaires, ***Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao (le 1 octobre 2003)***

N° 211-214 à venir

N° 215 Convergeront-ils un jour? Les Gains de travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies, ***Marc Frenette et René Morissette (le 8 octobre 2003)***

N° 216 Durée de la résidence dans les quartiers à faible revenue, ***Marc Frenette, Garnett Picot et Roger Sceviour (janvier 2004)***

N° 217 Le ratio de levier financier des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication : conséquences pour l'emploi et les inventaires, ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (février 2004)***

N° 218 Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada? ***René Morissette (25 mars 2004)***

N° 219 Croissance de l'inégalité du revenu pendant la reprise économique des années 1990 : Exploration de trois sources de données, ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (9 juillet 2004)***

N° 219 REVISÉ : Croissance de l'inégalité du revenu pendant les années 1990 : Exploration de trois sources de données, ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (16 décembre 2004)***

N° 220 Déterminants de la réussite ou de l'échec des établissements canadiens sur les marchés étrangers, selon une analyse de survie, ***Jean Bosco Sabuhoro et Yvan Gervais (5 mai 2004)***

N° 221 Immigration récente et formation de quartiers de minorités visibles dans les grandes villes canadiennes, ***Feng Hou (2 juillet 2004)***

N° 222 Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles, ***Garnett Picot, (15 juillet 2004)***

N° 223 Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite, ***Grant Schellenberg, (29 juin 2004)***

N° 224 Utilisation du transport en commun chez les immigrants, ***Andrew Heisz, Grant Schellenberg (13 mai 2004)***

N° 225 Explication de la détérioration des gains au niveau d'entrée des cohortes d'immigrants au Canada : 1966-2000 ***par Abdurrahman Aydemir et Mikal Skuterud (17 mai 2004)***

N° 226 Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : Que s'est-il passé pendant les années 1990? ***par Ross Finnie, Christine Laporte et Eric Lascelles (18 août 2004)***

N° 227 Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada, ***par Charles M. Beach et Ross Finnie (20 août 2004)***

N° 228 Inégalités au niveau des quartiers, privation relative et état de santé autoévalué, ***par Feng Hou et John Myles (27 septembre 2004)***

N° 229 Mouvements d'entrée et de sortie de la population dans les villes du Canada qui servent de portes d'entrée aux immigrants : étude comparative de Toronto, Montréal et Vancouver, ***par Ross Finnie et Larry S Bourne (13 septembre 2004)***

N° 230 Gains des couples très scolarisés et peu scolarisés, 1980-2000, ***par René Morissette et Anick Johnson (13 octobre 2004)***

N° 231 La dynamique de l'aide sociale au Canada : le rôle des attributs individuels et des variables économiques et politiques, ***Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (octobre 2004)***

N° 232 Tendances des salaires relatifs des personnes très scolarisées dans une économie du savoir, ***par René Morissette, Yuri Ostrovsky et Garnett Picot (29 septembre 2004)***

N° 233 Domaines d'études postsecondaires et résultats sur le marché du travail canadien des immigrants et des non-immigrants, ***par Arthur Sweetman et Stephan McBride (28 octobre 2004)***

N° 234 Qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine et résultats sur le marché du travail canadien, ***par Arthur Sweetman (15 décembre 2004)***

N° 235 L'évolution de l'écart des gains entre les sexes chez les diplômés des universités canadiennes, ***par Ross Finnie et Ted Wannell (30 novembre 2004)***

N° 236 Importance des signaux de compétence pour l'obtention d'un emploi et de l'avancement, ***par Andrew Heisz et Philip Oreopoulos (5 janvier 2006)***

N° 237 Qui poursuit des études supérieures? L'incidence directe et indirecte des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires, ***par Ross Finnie, Eric Lascelles et Arthur Sweetman (18 janvier 2005)***

No 238 *Diminution de l'avantage des immigrants en matière de propriété : analyse de cycle de vie de la baisse de fortunes et de l'évolution de l'accession à la propriété chez les immigrants de Montréal, Toronto et Vancouver, 1981-2001* ***par Michael Haan (3 février 2005)***

N° 239 *Les bons emplois disparaissent-ils au Canada ?* ***par René Morissette et Anick Johnson (26 janvier 2005)***

N° 240 *L'inégalité du revenu et le faible revenu au Canada : une perspective internationale,* ***par Garnett Picot et John Myles (10 février 2005)***

N° 241 *Quartiers ethniques et croissance des gains des immigrants de sexe masculin de 1981 à 1996,* ***par Casey Warman (25 février 2005)***

N° 242 *Faire la transition : les répercussions du passage de l'école primaire à l'école secondaire sur le rendement scolaire et l'adaptation psychologique des adolescents,* ***par Garth Lipps (1 mars 2005)***

N° 243 *Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990?* ***par Marie Drolet (15 février 2005)***

N° 244 *L'accès aux études postsecondaires est-il plus équitable au Canada ou aux États Unis?* ***par Marc Frenette (15 mars 2005)***

N° 245 *Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie,* ***par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (30 mai 2005)***

N° 246 ***Sommaire de :****Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie,* ***par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (30 mai 2005) – Internet seulement***

N°247 *Effet intergénérationnel de la sélection et de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants* ***par Nina Ahmed (15 avril 2005)***

N° 248 *Le travail peu rémunéré et les familles économiquement vulnérables depuis 20 ans,* ***par René Morissette et Garnett Picot (25 avril 2005)***

N° 249 ***Sommaire de :*** *Le travail peu rémunéré et les familles économiquement vulnérables depuis 20 ans,* ***par René Morissette et Garnett Picot (25 avril, 2005) – Internet seulement***

N° 250 *Comment expliquer l'augmentation de la recherche d'emploi en cours d'emploi,* ***par Mikal Skuterud (29 avril 2005)***

N° 251 *Législation canadienne de l'école obligatoire et incidence sur les années de scolarité et le futur revenu du travail,* ***par Philip Oreopoulos (19 mai, 2005)***

N° 252 *Les immigrants achètent-ils pour s'intégrer? : Le rôle du regroupement ethnique dans la propension à devenir propriétaire chez douze groupes d'immigrants à Toronto, 1996 à 2001,* ***par Michael Haan (26 mai, 2005)***

N° 253 ***Sommaire de :*** *Les immigrants achètent-ils pour s'intégrer? : Le rôle du regroupement ethnique dans la propension à devenir propriétaire chez douze groupes d'immigrants à Toronto, 1996 à 2001,* ***par Michael Haan (26 mai, 2005) – Internet seulement***

N° 254 *Destinations initiales et redistribution des principaux groupes d'immigrants au Canada : changements au cours des deux dernières décennies,* ***par Feng Hou (29 juin 2005)***

N° 255 ***Sommaire de :****Destinations initiales et redistribution des principaux groupes d'immigrants au Canada : changements au cours des deux dernières décennies,* ***par Feng Hou (29 juin 2005) – Internet seulement***

N° 256 Libéralisation des échanges, rentabilité et levier financier, ***par Jen Baggs et James A.Brander (22 juin 2005)***

N° 257 ***Sommaire de :*** *Libéralisation des échanges, rentabilité et levier financier,* ***par Jen Baggs et James A.Brander (22 juin, 2005) – Internet seulement***

N° 258 Réductions tarifaires et emploi dans le secteur de la fabrication au Canada, 1988 à 1994, ***par Sébastien LaRochelle-Côté (22 juin 2005)***

N° 259 ***Sommaire de :*** *Réductions tarifaires et emploi dans le secteur de la fabrication au Canada, 1988 à 1994,* ***par Sébastien LaRochelle-Côté (22 juin, 2005) – Internet seulement***

N° 260 Entreprises, industries et assurance-chômage : une analyse des données sur les employeurs et les employés recueillies au Canada, ***par Miles Corak and Wen-Hao Chen (30 juin 2005)***

N° 261 En famille : modèle simultané du style parental et de la conduite de l'enfant, ***par Peter Burton, Shelley Phipps and Lori Curtis (2 août 2005)***

N° 262 Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles : Mise à jour 2005, ***par Garnett Picot et Arthur Sweetman (27 juin 2005) – révision de l'étude n°. 222 relâchée en juillet 2004***

N° 263 L'incidence des frais de scolarité sur l'accès à l'université : résultats de la vaste déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels ***par Marc Frenette (27 septembre 2005)***

N° 264 ***Sommaire de*** *: L'incidence des frais de scolarité sur l'accès à l'université : résultats de la vaste déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels* ***par Marc Frenette (27 septembre 2005) – Internet seulement***

N° 265 L'instabilitié des gains familiaux et du revenu familial au Canada, 1986 à 1991 et 1996 à 2001, ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (2 novembre 2005)***

N° 266 ***Sommaire de*** *: L'instabilitié des gains familiaux et du revenu familial au Canada, 1986 à 1991 et 1996 à 2001,* ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (2 novembre 2005) – Internet seulement***

N° 267 Mobilité intergénérationnelle des gains chez les enfants des immigrants au Canada ***par Abdurraham Aydemir, Wen-Hao Chen et Miles Corak (25 octobre 2005)***

N° 268 L'effet des conditions macroéconomiques sur l'instabilité et l'inégalité à long terme des gains des travailleurs au Canada, ***par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray (7 février 2006)***

N° 269 ***Sommaire de*** *: L'effet des conditions macroéconomiques sur l'instabilité et l'inégalité à long terme des gains des travailleurs au Canada,* ***par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray (7 février 2006) – Internet seulement***

N° 270 Différences entre les distributions du rendement scolaire au secondaire : le rôle de la taille de la classe et du temps d'enseignement, ***par Miles Corak et Darren Lauzon (22 novembre 2005)***

N° 271 Règles relatives à la retraite obligatoire et décisions de retraite des professeurs d'université au Canada, ***par Christopher Worswick (05 décembre 2005)***

N° 272 Amour et argent : mobilité intergénérationnelle et appariement conjugal d'après le revenu des parents, ***par Jo Blanden (08 décembre 2005)***

No 273 Retour et reprise de migration chez les hommes en âge de travailler, ***par Abdurrahman Aydemir et Chris Robinson (1 mars 2006)***

N° 274 Nouvelle analyse des tendances récentes de l'inégalité du revenu après impôt au Canada au moyen des données de recensement, ***par Marc Frenette, David Green et Kevin Milligan (27 février 2006).***

N° 275 *Importance de la littératie fonctionnelle : Compétences en lecture et en mathématiques et résultats sur le marché du travail des décrocheurs du secondair,* ***par Ross Finnie et Ronald Meng (27 mars 2006)***

N° 276 *La poursuite des études à l'âge adulte et ses répercussions sur les gains au Canada,* ***par Xuelin Zhang et Boris Palameta (24 mars 2006)***

N° 277 ***Sommaire de :*** *La poursuite des études à l'âge adulte et ses répercussions sur les gains au Canada,* ***par Xuelin Zhang et Boris Palameta (24 mars 2006) – Internet seulement***

N° 278 *Instabilité des heures de travail au Canada,* ***par Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (29 mars 2006)***

N° 279 ***Sommaire de :*** *Instabilité des heures de travail au Canada,* ***par Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (29 mars 2006) – Internet seulement***

N° 280 *Effets incitatifs associés à l'aide sociale : approche de discontinuité de la régression,* ***par Thomas Lemieux et Kevin Milligan (14 juin 2006)***

N° 281 *Le revenu et les résultats des enfants,* ***par Shelley Phipps et Lynn Lethbridge (11 mai 2006)***

N° 282 *Pourquoi l'emploi et les gains ont-ils augmenté chez les mères seules durant les années 1980 et 1990?* ***par John Myles, Feng Hou, Garnett Picot et Karen Myers (07 juin 2006)***

N° 283 *Est-ce que les universités profitent à la population locale de jeunes? Résultats provenant de la fréquentation des universités et des collèges, et des gains des diplômés suivant la création d'une nouvelle université,* ***par Marc Frenette (13 juin 2006)***